***ADDITIVE MAIN EFFECTS AND MULTIPLICATIVE INTERACTION (AMMI)* dan APLIKASINYA**

SKRIPSI

Diajukan kepada Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam
Universitas Negeri Yogyakarta
untuk memenuhi sebagian persyaratan
guna memperoleh gelar Sarjana Sains

Oleh

Indri Widiastuti

NIM. 05305141015

PROGRAM STUDI MATEMATIKA
JURUSAN PENDIDIKAN MATEMATIKA
FAKULTAS MATEMATIKA DAN ILMU PENGETAHUAN ALAM
UNIVERSITAS NEGERI YOGYAKARTA
2010

PERSETUJUAN

ADDITIVE MAIN EFFECTS AND MULTIPLICATIVE INTERACTION (AMMI) dan APLIKASINYA

Oleh

Indri Widiastuti

NIM. 05305141015

Telah disetujui oleh pembimbing untuk diujikan

Yogyakarta, 27 April 2010

Pembimbing I,	Pembimbing II,
Dr. Heri Retnawati	Retno Subekti, M.Sc
NIP. 197301032000032001	NIP. 198111162005012002

PENGESAHAN

Skripsi yang berjudul "*Additive Main Effects And Multiplicative Interaction (AMMI)* dan Aplikasinya" ini telah dipertahankan di depan Dewan Penguji TAS pada tanggal 7 Mei 2010 dan dinyatakan lulus.

Dewan Penguji

Nama	**Jabatan**	**Tanda tangan**	**Tanggal**
Dr. Heri Retnawati NIP. 197301032000032001	Ketua Penguji	....	25/5/2010
Retno Subekti, M.Sc NIP. 198111162005012002	Sekretaris Penguji	....	25/5/2010
Dr. Dhoriva Urwatul Wutsqo NIP. 196603311993032001	Penguji I	....	14/05/2010
Kismiantini, M.Si NIP. 197908162001122001	Penguji II	....	24/5/2010

Yogyakarta, Mei 2010

Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam

Universitas Negeri Yogyakarta

Dekan,

Dr. Ariswan

NIP. 195909141988031003

PERNYATAAN

Yang bertandatangan di bawah ini, saya:

Nama	: Indri Widiastuti
NIM	: 05305141015
Program Studi	: Matematika
Jurusan	: Pendidikan Matematika
Fakultas	: Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam
Judul Skripsi	: *Additive Main Effects and Multiplicative Interaction (AMMI)* dan Aplikasinya.

Menyatakan bahwa skripsi ini adalah hasil pekerjaan saya sendiri dan sepanjang pengetahuan saya tidak terdapat karya atau pendapat yang ditulis atau diterbitkan orang lain kecuali sebagai acuan atau kutipan dengan mengikuti tata penulisan karya ilmiah yang telah lazim.

Yogyakarta, 27 April 2010

Yang menyatakan,

Indri Widiastuti

NIM. 05305141015

MOTTO

"Sesungguhnya sesudah kesulitan itu ada kemudahan. Maka apabila kamu telah selesai (dari sesuatu urusan), kerjakanlah dengan sungguh-sungguh (urusan yang lain) dan hanya kepada Tuhanmulah hendaknya kamu berharap"

(Q.S. Al-Insyirah: 6 – 8)

"Sesungguhnya Allah tidak akan mengubah keadaan suatu kaum sebelum mereka mengubah keadaan diri mereka sendiri"

(Q.S. Ar-Ra'd: 11)

"Dan apabila dikatakan: 'Berdirilah kamu, maka berdirilah', niscaya Allah akan meninggikan (derajat) orang-orang yang beriman di antaramu dan orang-orang yang diberi ilmu pengetahuan beberapa derajat. Dan Allah Maha Mengetahui apa yang kamu kerjakan"

(Q.S Al Mujaadilah: 11)

"Janganlah engkau bersedih, sesungguhnya Allah selalu bersama kita"

(Q.S. At-Taubah : 40)

PERSEMBAHAN

Penuh rasa syukur kepada Allah SWT, karya ini kupersembahkan kepada :

Bapak Imam Walidi dan Ibu Suhartutik yang senantiasa memberikan semangat, kasih sayang, kesabaran, nasihat, dan doa dalam setiap langkah untuk menuntut ilmu.
Adik-adikku yang memberikan inspirasi untuk menjadi sosok teladan yang baik.
Sahabat-sahabatku (Nur Hidayah, Siti, Gina, Desi, Nurul, Dhana, Fani, Lila, Vika, K"Dhie, Titin, Tiwi, dan Dhimas), Keluarga MatReg & NR "05, Keluarga KOPMA UNY, semoga kenangan dan kebersamaan tak kan terlupakan. Tali silaturahmi akan tetap abadi.
Mas Hendri Anjar Sukmono yang telah mengukir hidupku hingga bermakna dengan cinta dan kasih sayang yang tulus. Terima kasih untuk doa, kesabaran, dukungan dan semangatnya.
Saudara-saudaraku dan semua pihak yang telah memberikan dukungan dan doa. Semoga Allah senantiasa memberikan rahmat dan barokah-Nya pada kalian serta dimudahkan segala urusan kalian. Amien.

KATA PENGANTAR

Alhamdulillah puji syukur kehadirat Allah SWT yang telah memberikan petunjuk dan kemudahan sehingga skripsi yang berjudul “*Additive Main Effects And Multiplicative Interaction (AMMI)* dan Aplikasinya” dapat selesai dengan baik.

Tugas Akhir Skripsi ini disusun sebagai salah satu syarat kelulusan Program Sarjana (S-1) di Program Studi Matematika, Jurusan Pendidikan Matematika, Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam, Universitas Negeri Yogyakarta dan juga untuk menerapkan ilmu pengetahuan dan teknologi yang kami peroleh selama di bangku kuliah di UNY

Penyusunan skripsi ini tentunya tidak terlepas dari dukungan berbagai pihak, maka penulis mengucapkan terima kasih kepada :

1. Bapak Dr. Ariswan sebagai Dekan FMIPA UNY dan jajarannya yang telah memberikan izin dalam penyusunan skripsi ini.
2. Bapak Dr. Hartono sebagai Ketua Jurusan Pendidikan Matematika FMIPA UNY yang telah memberikan izin dalam penyusunan skripsi ini.
3. Ibu Atmini Dhoruri, M.Si sebagai Kaprodi Matematika Jurusan Pendidikan Matematika FMIPA UNY yang telah memberikan izin dalam penyusunan skripsi ini.
4. Nur Hadi W, S.Si sebagai Penasehat Akademik yang telah memberikan dorongan untuk menyelesaikan skripsi ini.

5. Ibu Dr. Heri Retnawati dan Ibu Retno Subekti, M.Sc sebagai Dosen Pembimbing yang telah memberikan bimbingan dan arahan dalam penyusunan skripsi ini.
6. Dosen penguji utama dan anggota penguji yang telah memberikan masukan sehingga skripsi ini menjadi lebih baik.
7. Dosen-dosen Jurusan Pendidikan Matematika FMIPA UNY.
8. Seluruh mahasiswa Program Studi Matematika Universitas Negeri Yogyakarta khususnya angkatan 2005.
9. Semua pihak atas dukungan dan bantuannya yang tidak dapat disebutkan satu per satu.

Semoga dukungan yang telah Bapak/ Ibu/ Saudara berikan, mendapatkan balasan dari Allah SWT. Penulis menyadari bahwa dalam penyusunan karya ini mungkin masih ada kekurangan, namun penulis berharap skripsi ini dapat memberikan manfaat bagi pembaca baik di masa sekarang maupun di masa yang akan datang.

Yogyakarta,   April 2010

Penulis

DAFTAR ISI

DAFTAR TABEL

DAFTAR GAMBAR

DAFTAR LAMPIRAN

ABSTRAK

ADDITIVE MAIN EFFECTS AND MULTIPLICATIVE INTERACTION (AMMI)

dan APLIKASINYA

Oleh
Indri Widiastuti
NIM. 05305141015

Model *AMMI (Additive Main Effects and Multiplicative Interaction)* merupakan suatu metode alternatif yang mampu menggabungkan kehandalan pengaruh aditif pada analisis ragam (*Analysis of Variance/ANOVA*) dengan pengaruh multiplikasi pada analisis komponen utama (*Principal Component Analysis/PCA*) untuk pengaruh interaksi. Tujuan penelitian ini adalah untuk menganalisis interaksi antara genotipe dengan lokasi yang berbeda dan menyeleksi genotipe tanaman padi yang beradaptasi stabil atau spesifik di beberapa lokasi pengujian dengan menggunakan *AMMI* model tetap. *AMMI* model tetap adalah *AMMI* dengan genotipe dan lokasi ditentukan secara subyektif oleh peneliti dan kesimpulan yang diharapkan hanya terbatas pada genotipe dan lokasi yang dicobakan saja.

Prosedur analisis data dengan *AMMI* model tetap adalah (1) melakukan uji asumsi analisis ragam (*Analysis of Variance/ANOVA*), (2) menganalisis interaksi genotipe dengan lokasi, (3) menentukan matriks kovarians, (4) menentukan analisis komponen utama (*Principal Component Analysis/PCA*), (5) menggabungkan analisis ragam (*Analysis of Variance/ANOVA*) dengan analisis komponen utama (*Principal Component Analysis/PCA*), (6) menarik kesimpulan.

Aplikasi analisis data dengan *AMMI* model tetap yang dibahas dalam skripsi ini adalah percobaan untuk mengetahui interaksi antara 9 genotipe tanaman padi yang ditanam pada 4 lokasi yang berbeda. Dalam kasus ini analisis ragam hanya menerangkan keefektifan pengaruh utama dan mampu menguji interaksi tetapi tidak mampu menentukan pola genotipe atau lokasi untuk meningkatkan interaksi, sedangkan pada analisis komponen utama hanya efektif menjelaskan pengaruh interaksi tanpa menerangkan pengaruh utamanya. Oleh karena itu diperlukan pendekatan yang dikenal dengan metode *AMMI*. Kelebihan *AMMI* adalah mampu menguraikan keragaman pengaruh interaksi dan bersifat fleksibel dalam menangani model suatu gugus data, tetapi jika dilihat dari keakuratan pendugaan nilai responsnya ternyata relatif sama dengan model regresi. Berdasarkan hasil pengujian daya hasil tanaman padi di empat lokasi (Bangkalan, Lamongan, Tuban, dan Bojonegoro) terdapat interaksi antara genotipe dengan lokasi. Terdapat indikasi bahwa genotipe BC-3, IR-64, Way Apo Buru, dan Bondoyudo beradaptasi di lokasi yang kurang produktif atau spesifik. Hasil penelitian ini menyarankan bahwa genotipe Ngale I, Towuti, Ciherang, Sintanur, dan Slegreng layak diusulkan sebagai genotipe unggul berdaya hasil tinggi.

BAB I
PENDAHULUAN

A. Latar Belakang

Pengembangan ilmu pengetahuan dan teknologi pada dasarnya merupakan salah satu usaha manusia untuk dapat melangsungkan kehidupan dengan melakukan berbagai kegiatan penelitian. Penelitian secara luas dapat diartikan sebagai suatu upaya pengamatan secara sistematis terhadap suatu obyek penelitian untuk mendapatkan fakta-fakta atau falsafah-falsafah baru. Prosedur penelitian sering disebut sebagai metode ilmiah (*scientific method*) yang biasanya meliputi fakta observasi, hipotesis, dan percobaan (Hanafiah, 2000: 15).

Percobaan pada umumnya dilakukan untuk menemukan sesuatu. Oleh karena itu secara teoritis, menurut Mattjik & Sumertajaya (2000: 59), Rancangan Percobaan adalah suatu uji atau deretan uji baik menggunakan statistika deskripsi ataupun statistika inferensia, yang bertujuan untuk mengubah peubah input menjadi suatu output yang merupakan respons dari percobaan tersebut. Rancangan Percobaan dapat diklasifikasikan menjadi beberapa percobaan, antara lain: percobaan satu faktor, percobaan dua faktor, percobaan dengan pengamatan berulangan, dan rancangan pengaruh interaksi dua faktor. Topik khusus tentang pengkajian pengaruh interaksi dua faktor terdiri dari Rancangan Petak Teralur *(Strip Plot Design)*, Model Regresi Linier dari Pengaruh Interaksi, dan Model *AMMI* (*Additive Main Effects and Multiplicative Interaction).*

Model *AMMI (Additive Main Effects and Multiplicative Interaction)* atau Model Pengaruh Utama Aditif dengan Interaksi Ganda (Model UAIG) merupakan suatu metode alternatif yang mampu menggabungkan kehandalan pengaruh aditif pada analisis ragam (*Analysis of Variance/ANOVA*) dengan pengaruh multiplikasi pada analisis komponen utama (*Principal Component Analysis/PCA*) untuk pengaruh interaksi (Mattjik & Sumertajaya, 2000: 208). Analisis Ragam merupakan proses aritmatika untuk menguraikan jumlah kuadrat total menjadi beberapa komponen yang berhubungan dengan sumber keragaman yang diketahui (Stell & Torrie, 1993: 168). Sedangkan Analisis Komponen Utama merupakan suatu teknik analisis statistik untuk mentransformasi variabel-variabel asli yang masih saling berkorelasi satu dengan yang lain menjadi satu set variabel baru yang tidak berkorelasi lagi. Variabel-variabel baru itu disebut sebagai komponen utama (Johnson & Wichern, 1996: 426).

Model *AMMI* merupakan suatu metode yang digunakan dalam penelitian-penelitian pemuliaan tanaman untuk mengkaji *GEI* (*Genotypes Environmental Interaction)* pada suatu percobaan lokasi ganda (*multilocation*). *GEI* dapat dinyatakan sebagai perubahan keragaman dari dua atau beberapa genotipe pada dua atau beberapa lingkungan yang berbeda. Kajian *GEI* penting dalam pemuliaan tanaman karena hasilnya dapat digunakan untuk menduga dan menyeleksi genotipe-genotipe yang beradaptasi stabil (*stability of genotypes*) pada berbagai lingkungan berbeda atau beradaptasi pada suatu lingkungan spesifik (*adaptation of genotypes to specific environmental*).

Percobaan lokasi ganda (*multilocation*) berperan penting dalam pengembangbiakan tanaman (*plant breeding*) dan penelitian-penelitian agronomi. Faktor-faktor yang sering dilibatkan dalam percobaan lokasi ganda secara garis besar dapat dijadikan menjadi dua yaitu genotipe dan lokasi. Genotipe (harfiah berarti "tipe gen") adalah istilah yang digunakan untuk menyatakan keadaan genetik dari suatu individu atau sekumpulan individu populasi. Faktor lokasi mencakup tempat (*site*), tahun, perlakuan agronomi (pemupukan, penyemprotan, dan lainnya) atau kombinasinya. Secara umum, tiga sumber keragaman (lokasi, genotipe, dan interaksi) merupakan hal penting dalam bidang pertanian (Mattjik & Sumertajaya (2000: 207).

Model *AMMI* pada dasarnya adalah model dengan faktor tetap (*fixed model*) yang mengasumsikan genotipe dan lingkungan ditentukan secara subyektif oleh peneliti dan kesimpulan yang diharapkan hanya terbatas pada genotipe dan lingkungan yang dicobakan saja. Oleh karena itu, dengan adanya kenyataan bahwa untuk menjelaskan interaksi genotipe pada lingkungan yang berbeda perlu menggunakan metode statistik, maka skripsi ini akan membahas analisis data dengan *Additive Main Effects and Multiplicative Interaction (AMMI)* dan aplikasinya.

B. Rumusan Masalah

Rumusan masalah yang akan dibahas dalam skripsi ini adalah sebagai berikut :

1. Bagaimana analisis data dengan *Additive Main Effects and Multiplicative Interaction (AMMI)* model tetap?
2. Bagaimana aplikasi *Additive Main Effects and Multiplicative Interaction (AMMI)* model tetap pada data pemuliaan tanaman?

C. Tujuan Penulisan

Sesuai dengan rumusan masalah, maka tujuan dari penulisan skripsi ini adalah sebagai berikut :

1. Menjelaskan analisis data dengan *Additive Main Effects and Multiplicative Interaction (AMMI)* model tetap.
2. Menjelaskan aplikasi *Additive Main Effects and Multiplicative Interaction (AMMI)* model tetap pada data pemuliaan tanaman.

D. Manfaat Penulisan

Penulisan skripsi ini diharapkan dapat memberikan manfaat, antara lain:

a. Bagi penulis sendiri, dapat memperdalam ilmu tentang Rancangan Percobaan dan Statistika Multivariat yang pernah diperoleh selama perkuliahan.

b. Bagi para pembaca, dapat membantu menganalisis pada data pemuliaan tanaman dengan menggunakan *Additive Main Effects and Multiplicative*

Interaction (AMMI) model tetap.

c. Bagi perpustakaan Jurusan Pendidikan Matematika UNY, dapat bermanfaat dalam hal menambah referensi dan sumber belajar bagi mahasiswa Jurusan Pendidikan Matematika.

BAB II
LANDASAN TEORI

Dalam bab landasan teori ini dibahas beberapa materi yang meliputi Rancangan Percobaan, Analisis Ragam (*Analysis of Variance/ANOVA*), Statistika Multivariat dan Analisis Komponen Utama (*Principal Component Analysis/PCA*). Materi-materi ini digunakan sebagai landasan analisis data dengan *Additive Main Effects and Multiplicative Interaction (AMMI)* model tetap.

A. Rancangan Percobaan

Rancangan Percobaan adalah suatu uji atau deretan uji baik menggunakan statistika deskripsi ataupun statistika inferensia, yang bertujuan untuk mengubah peubah input menjadi suatu output yang merupakan respons dari percobaan tersebut (Mattjik & Sumertajaya, 2000: 59).

Dalam suatu rancangan percobaan, data yang dianalisis statistika dikatakan sah dan valid apabila data tersebut diperoleh dari suatu percobaan yang memenuhi tiga prinsip dasar. Menurut Mattjik & Sumertajaya (2000: 61-63), tiga prinsip dasar tersebut antara lain :

1. Ulangan, yaitu pengalokasian suatu perlakuan tertentu terhadap beberapa unit percobaan pada kondisi yang seragam.
2. Pengacakan, yaitu setiap unit percobaan harus memiliki peluang yang sama untuk diberi suatu perlakuan tertentu. Pengacakan perlakuan pada unit-unit percobaan dapat menggunakan tabel bilangan acak, sistem lotre secara manual atau dapat juga menggunakan komputer.

3. Pengendalian lingkungan (*local control*), yaitu usaha untuk mengendalikan keragaman yang muncul akibat keheterogenan kondisi lingkungan. Usaha-usaha pengendalian lingkungan yang dapat dilakukan, antara lain dengan melakukan pengelompokan *(blocking)* satu arah, dua arah maupun multi arah. Pengelompokan dikatakan baik jika keragaman di dalam kelompok lebih kecil dibandingkan dengan keragaman antar kelompok.

Adapun beberapa istilah dalam rancangan percobaan yang harus dikenal menurut Mattjik & Sumertajaya (2000: 64-65) adalah :

1. Perlakuan *(Treatment)*

   Perlakuan adalah suatu prosedur atau metode yang diterapkan pada unit percobaan. Prosedur atau metode yang diterapkan dapat berupa pemberian pupuk yang berbeda, dosis pemupukan yang berbeda, jenis varietas yang berbeda, pemberian jenis pakan yang berbeda, dan lain-lain.

2. Unit percobaan

   Unit percobaan adalah unit terkecil dalam suatu percobaan yang diberi suatu perlakuan. Unit terkecil ini bisa berupa petak lahan, individu, sekandang ternak, dan lain-lain tergantung dari bidang penelitian yang sedang dipelajari.

3. Satuan Amatan

   Satuan amatan adalah anak gugus dari unit percobaan tempat dimana respons perlakuan diukur.

1. Analisis Ragam (*Analysis of Variance*/ANOVA)

Analisis Ragam merupakan proses aritmatika untuk menguraikan jumlah kuadrat total menjadi beberapa komponen yang berhubungan dengan sumber keragaman yang diketahui (Stell & Torrie, 1993: 168). Analisis Ragam digunakan untuk menguji secara sistematik nyata tidaknya pengaruh perlakuan dan pengaruh pengelompokkan serta pengaruh interaksinya.

Asumsi-asumsi yang mendasari analisis ragam yang perlu diperhatikan agar pengujian menjadi sahih menurut Gaspersz (1991: 97-99) adalah :

a. Pengaruh perlakuan dan pengaruh lingkungan yang bersifat aditif.

Misalnya, dalam suatu percobaan dengan menggunakan rancangan acak kelompok. Pengamatan Y_{ij} pada perlakuan ke-*i* dan kelompok ke-*j* dinyatakan sebagai berikut :

$$Y_{ij} = \mu + \tau_i + \beta_j + \varepsilon_{ij}$$

Keterangan : μ = nilai tengah umum

τ_i = pengaruh perlakuan ke-*i*

β_j = pengaruh kelompok ke-*j*

ε_{ij} = pengaruh galat percobaan pada kelompok ke-*j* yang memperoleh perlakuan ke-*i*

Komponen-komponen $\mu, \tau_i, \beta_j, \varepsilon_{ij}$ harus bersifat aditif yang artinya bersifat dapat dijumlahkan sesuai dengan model di atas, yaitu Y_{ij} merupakan hasil penjumlahan dari μ, τ_i, β_j, dan ε_{ij}. Setiap rancangan percobaan mempunyai model matematik yang disebut model linear aditif, bila model tidak bersifat aditif maka perlu dilakukan transformasi.

Jika suatu model tidak bersifat aditif, misalkan berbentuk multiplikatif seperti : $Y_{ij} = \mu \cdot \tau_i \cdot \beta_j \cdot \varepsilon_{ij}$ maka penggunaan transformasi logaritmik dapat dilakukan sehingga akan menjadi linear aditif, seperti berikut ini : $\log Y_{ij} = \log \mu + \log \tau_i + \log \beta_j + \log \varepsilon_{ij}$. Dengan demikian, analisis ragam dapat dilakukan terhadap data yang telah ditransformasi.

b. Galat percobaan memiliki ragam yang homogen.

Misalnya dalam rancangan acak lengkap, komponen galat yang berasal dari beberapa perlakuan semuanya harus diduga dari ragam populasi yang sama. Bila nilai tengah satu atau dua perlakuan lebih tinggi dari yang lain dan keragaman juga lebih tinggi dari yang lainnya, maka akan mengakibatkan keragaman galat yang tidak homogen.

c. Galat percobaan saling bebas.

Ini berarti peluang bahwa galat dari salah satu pengamatan yang mempunyai nilai tertentu haruslah tidak bergantung dari nilai-nilai galat untuk pengamatan yang lain atau dapat dikatakan bahwa tidak ada korelasi antar galat.

d. Galat percobaan menyebar normal.

Asumsi ini berlaku terutama untuk uji-uji nyata (pengujian hipotesis), dan tidak diperlukan pada pendugaan komponen ragam. Jika sebaran dari galat percobaan secara jelas terlihat menceng (tidak normal), maka komponen galat dari perlakuan cenderung manjadi fungsi dari nilai tengah perlakuan. Ini akan mengakibatkan ragam tidak homogen. Jika hubungan fungsional diketahui, maka transformasi dapat ditentukan untuk membuat galat tersebut menyebar mendekati sebaran normal. Dengan demikian analisis ragam dapat dilakukan pada data transformasi agar galat menjadi homogen.

2. Pengujian Asumsi-asumsi Analisis Ragam

Pengujian pada asumsi-asumsi analisis ragam agar pengujian menjadi sahih, adalah :

1) Pengujian Keaditifan Model.

Motode pengujian yang dapat dilakukan apakah model yang digunakan aditif atau tidak adalah uji Tukey (Suntoyo Yitnosumarto, 1991: 171).

Langkah-langkah pengujiannya adalah sebagai berikut :

a. Hipotesis

H_0 : Pengaruh utama perlakuan dan kelompok bersifat aditif

H_1 : Pengaruh utama perlakuan dan kelompok tidak bersifat aditif

b. Taraf nyata (α)

c. Statistik Uji

$$JK_{(\text{non- aditivitas})} = \frac{Q^2}{\sum_{i=1}^{a}(\overline{Y}_{i.} - \overline{Y}_{..})^2 \times \sum_{j=1}^{b}(\overline{Y}_{.j} - \overline{Y}_{..})^2}$$

$$\text{dengan } Q = \sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b} Y_{ij}(\overline{Y}_{i.} - \overline{Y}_{..})(\overline{Y}_{.j} - \overline{Y}_{..})$$

$$F_{\text{hitung}} = \frac{KT_{NAT}}{KTG}$$

Keterangan : NAT = Non-aditivitas Tukey

KT_{NAT} = Kuadrat Tengah NAT

KTG = Kuadrat Tengah Galat

d. Kriteria keputusan

Jika F hitung $\leq F_{\alpha(1,\ db\ sisa)}$ maka keaditifan model atau H_0 dapat diterima.

e. Perhitungan

Dengan menamakan non-aditivitas sebagai Non-Aditivitas Tukey (NAT), maka disusun Tabel Analisis Ragam sebagai berikut:

Tabel 1. Analisis Ragam untuk Uji Non-Aditivitas

Sumber Keragaman	db	Jumlah Kuadrat (JK)
Kelompok	r-1	JKK = $\sum_{i=1}^{a}(\sum_{j=1}^{b} Y_{ij})^2 / t - FK$
Perlakuan	t-1	JKP = $\sum_{i=1}^{a}(\sum_{j=1}^{b} Y_{ij})^2 / r - FK$
NAT	1	JK(non-aditivitas) = $\dfrac{Q^2}{\sum_{i=1}^{a}(\bar{Y}_{i.} - \bar{Y}..)^2 \times \sum_{j=1}^{b}(\bar{Y}._{j} - \bar{Y}..)^2}$
Galat	{(r-1)(t-1)-1}	JKG = JKT – JKK – JKP - JK(non-aditivitas)
Total	tr – 1	JKT = $\sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b} Y_{ij}^{\ 2} - FK$

Catatan :

$$\text{FK} = (\sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b} Y_{ij}^{\ 2})/tr$$

$$\text{Q} = \sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b} Y_{ij}(\overline{Y}_{i.} - \overline{Y}..)(\overline{Y}._{j} - \overline{Y}..)$$

Analisis ragam uji Non-Aditivitas Tukey ini untuk model linear rancangan acak kelompok lengkap.

2) Pengujian kehomogenan Ragam.

Pengujian yang dapat digunakan untuk pengujian kehomogenan ragam adalah uji Bartlett (Mattjik & Sumertajaya, 2000: 233-234). Langkah-langkah pengujiannya adalah sebagai berikut :

a. Hipotesis

H_0 : $\sigma_1^{\ 2} = \sigma_2^{\ 2} = \ldots = \sigma_k^{\ 2}$ (ragam dari semua perlakuan sama)

H_1 : paling sedikit satu dari ragam perlakuan tidak sama.

b. Taraf nyata (α)

c. Statistik Uji

$$\chi^2 = 2{,}3026 \ \{(\Sigma_i (r_i - 1)\log(s^2) - \Sigma_i (r_i - 1)\log(s_i^{\ 2}))\}$$

dengan $s_i^{\ 2} = \dfrac{\sum_{j=1}^{b}(Y_{ij} - \overline{Y}_{i.})^2}{r_i - 1}$; $\quad s^2 = \dfrac{\Sigma(r_i - 1)s_i^{\ 2}}{N - t}$

dengan i=1, 2,….,k.

Keterangan :

χ^2 = sebaran khi-kuadrat

Y_{ij} = nilai pengamatan pada perlakuan ke-i dan kelompok ke-j

$\overline{Y}_{i.}$ = total semua pengamatan dalam perlakuan ke-i

r = banyaknya ulangan

s_i = ragam sampel pada perlakuan ke-i

s^2 = ragam gabungan dari semua sampel

N = jumlah seluruh amatan

t = jumlah perlakuan

k = banyaknya perlakuan.

Statistik ini akan menyebar mengikuti sebaran khi-kuadrat dengan derajat bebas v=k-1. Nilai χ^2 biasanya perlu dikoreksi sebelum dibandingkan dengan nilai $\chi^2_{\alpha,k-1}$. Besarnya nilai χ^2 terkoreksi adalah (1/FK) χ^2, dengan FK (Faktor Koreksi) adalah :

$$\text{FK} = 1 + \left[\frac{1}{3(t-1)}\right]\left[\Sigma_i \frac{1}{r_i - 1} - \frac{1}{\Sigma r_i - 1}\right]$$

d. Kriteria Keputusan

H_0 ditolak jika χ^2 > $\chi^2_{\alpha,k-1}$ artinya kehomogenan ragam perlakuan tidak dipenuhi.

3) Pengujian Kebebasan galat satu dengan yang lainnya.

Untuk melihat keacakan galat percobaan dibuat plot antara nilai dugaan galat percobaan ($\hat{\varepsilon}_{ij}$) dengan nilai dugaan respons ($\hat{Y}_{ij}$). Apabila plot yang dibuat menunjukkan sisaan berfluktuasi acak di sekitar nol maka dapat dikatakan bahwa galat percobaan menyebar bebas (Mattjik & Sumertajaya, 2000: 234-235).

4) Pengujian Kenormalan Data.

Menurut Mattjik & Sumertajaya (2000: 235) secara visual kenormalan data dapat dilihat dari plot peluang normal. Plot peluang normal ini dinamakan plot kuantil-kuantil (Plot Q-Q). Pola pencaran titik-titik dalam plot yang membentuk garis lurus menjadi petunjuk bahwa sebaran data dapat didekati oleh pola sebaran normal.

Pengujian yang dapat digunakan untuk menguji apakah suatu data berdistribusi normal adalah Uji Lilliefors. Dalam uji ini data disusun dari yang terkecil sampai terbesar. Langkah-langkah Pengujiannya adalah sebagai berikut :

a. Hipotesis

H_0 : sampel berasal dari populasi yang berdistribusi normal

H_1 : sampel tidak berasal dari populasi yang berdistribusi normal

b. Taraf nyata (α)

c. Statistik Uji

$$D = \text{maksimum } | S(Z_{ij}) - F_0(Z_{ij}) |$$

dengan : $S(Z_{ij})$ = proporsi amatan sampel yang kurang atau sama dengan Z_{ij}

= (jumlah amatan sampel yang kurang atau sama dengan Z_{ij}) / n

$F_0(Z_{ij})$ = fungsi sebaran komulatif normal.

$= 0,5 - P(0 < Z < z\ )\ ;\ z_i = (Y_i - \overline{Y}) / s_Y$

d. Kriteria Keputusan

Jika D > $L_{n,\alpha}$ maka H $_0$ ditolak, artinya sampel tidak berasal dari populasi yang berdistribusi normal. $L_{n,\alpha}$ adalah nilai kritis dalam Tabel Lilliefors dengan banyaknya pengamatan *n* dan diuji pada taraf nyata α .

3. Rancangan Acak Kelompok Lengkap (RAKL)

RAKL digunakan jika satuan percobaan dapat dikelompokkan dengan banyaknya satuan dalam setiap kelompok sama dengan banyaknya perlakuan (Steel & Torrie, 1993: 237). RAKL sangat baik digunakan jika keheterogenan unit percobaan berasal dari satu sumber keragaman.

Menurut Sudjana (1980: 54), secara umum RAKL adalah sebuah rancangan dengan :

a. Unit-unit percobaan dikelompokkan sedemikian sehingga unit-unit percobaan di dalam kelompok relatif bersifat homogen dan banyak unit percobaan di dalam sebuah kelompok sama dengan banyak perlakuan yang sedang diteliti.

b. Perlakuan dilakukan secara acak pada unit-unit percobaan dalam setiap kelompok.

Model linear aditif secara umum dari rancangan acak kelompok lengkap adalah sebagai berikut :

$$Y_{ij} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \varepsilon_{ij} \qquad (3.1)$$

dengan i = 1,2,…,a ; j = 1,2,…,b.

Keterangan :

Y_{ij} = Nilai pengamatan pada perlakuan ke-*i* dan kelompok ke-*j*

μ = nilai tengah populasi (rataan umum)

α_i = pengaruh perlakuan ke-*i*

β_j = pengaruh kelompok ke-*j*

ε_{ij} = pengaruh acak pada perlakuan ke-i dan kelompok ke-j

$\varepsilon_{ij} \sim \mathrm{N}(0, \sigma_\varepsilon^2)$ independen

Asumsi untuk model tetap adalah :

$$\sum_{i=1}^{a} \alpha_i = 0 \quad ; \quad \sum_{j=1}^{b} \beta_j = 0$$

Dengan metode *Least Square Error (LSE)* diperoleh estimasi parameter-parameter sebagai berikut :

Parameter	Estimator	
μ	$\hat{\mu} = \overline{Y}_{..}$	(3.2)
α_i	$\hat{\alpha}_i = \overline{Y}_{i.} - \overline{Y}_{..}$	(3.3)
β_j	$\hat{\beta}_j = \overline{Y}_{.j} - \overline{Y}_{..}$	(3.4)

Selanjutnya dilakukan penguraian sebagai berikut :

Misal : $Y_{i.}$ = total semua pengamatan dalam perlakuan ke-i

$Y_{.j}$ = total semua pengamatan dalam kelompok ke-j

$Y_{..}$ = jumlah keseluruhan pengamatan

N = ab = total jumlah pengamatan

Secara matematis ditulis :

$$Y_{i.} = \sum_{j=1}^{b} Y_{ij} \longrightarrow \overline{Y}_{i.} = \frac{\sum_{j=1}^{b} Y_{ij}}{b}$$

$$Y_{.j} = \sum_{i=1}^{a} Y_{ij} \longrightarrow \overline{Y}_{.j} = \frac{\sum_{i=1}^{a} Y_{ij}}{a}$$

$$Y_{..} = \sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b} Y_{ij} = \sum_{i=1}^{a} Y_{i.} = \sum_{j=1}^{b} Y_{.j} \longrightarrow \overline{Y}_{..} = \frac{Y_{..}}{N} = \frac{Y_{..}}{ab}$$

Dengan metode *LSE* dilakukan estimasi parameter sebagai berikut :

$$Y_{ij} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \varepsilon_{ij} \tag{3.5}$$

maka $\varepsilon_{ij} = Y_{ij} - \mu - \alpha_i - \beta_j$ (3.6)

$$Q = \sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b}\varepsilon_{ij}^{2} = \sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b}(Y_{ij} - \mu - \alpha_i - \beta_j)^2 \qquad (3.7)$$

Estimasi terhadap mean μ :

$$\frac{dQ}{d\mu} = -2\sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b}(Y_{ij} - \hat{\mu} - \alpha_i - \beta_j) = 0$$

$$\sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b}(Y_{ij} - \hat{\mu} - \alpha_i - \beta_j) = 0$$

$$\sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b}Y_{ij} - \sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b}\hat{\mu} - \sum_{j=1}^{b}\sum_{i=1}^{a}\alpha_i - \sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b}\beta_j = 0$$

dari asumsi di atas diketahui : $\sum_{i=1}^{a}\alpha_i = 0$ dan $\sum_{j=1}^{b}\beta_j = 0$, maka :

$$\sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b}Y_{ij} - \sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b}\hat{\mu} = 0$$

$$Y_{..} - ab\hat{\mu} = 0$$

$$ab\hat{\mu} = Y_{..}$$

$$\hat{\mu} = \overline{Y}_{..}$$

Estimasi terhadap pengaruh perlakuan α_i

$$\frac{dQ}{d\alpha_i} = -2\sum_{j=1}^{b}(Y_{ij} - \hat{\mu} - \hat{\alpha}_i - \beta_j) = 0$$

$$\sum_{j=1}^{b}(Y_{ij} - \hat{\mu} - \hat{\alpha}_i - \beta_j) = 0$$

$$\sum_{j=1}^{b}Y_{ij} - b\hat{\mu} - b\hat{\alpha}_i - \sum_{j=1}^{b}\beta_j = 0$$

$$Y_{i.} - b\hat{\mu} - b\hat{\alpha}_i = 0$$

$$b\hat{\alpha}_i = Y_{i.} - b\hat{\mu}$$

$$\hat{\alpha}_i = \frac{Y_{i.} - b\hat{\mu}}{b}$$

$$\hat{\alpha}_i = \frac{Y_{i.}}{b} - \hat{\mu}$$

$$\hat{\alpha}_i = \overline{Y}_{i.} - \vec{Y}_{..}$$

Estimasi untuk pengaruh kelompok β_j

$$\frac{dQ}{d\beta_j} = -2\sum_{i=1}^{a}(Y_{ij} - \hat{\mu} - \hat{\alpha}_i - \hat{\beta}_j) = 0$$

$$\sum_{i=1}^{a}(Y_{ij} - \hat{\mu} - \hat{\alpha}_i - \hat{\beta}_j) = 0$$

$$\sum_{i=1}^{a} Y_{ij} - a\hat{\mu} - \sum_{i=1}^{a}\hat{\alpha}_i - a\hat{\beta}_j = 0$$

$$Y_{.j} - a\hat{\mu} - a\hat{\beta}_j = 0$$

$$a\hat{\beta}_j = Y_{.j} - a\hat{\mu}$$

$$\hat{\beta}_j = \frac{Y_{.j} - a\hat{\mu}}{a}$$

$$\hat{\beta}_j = \frac{Y_{.j}}{a} - \hat{\mu}$$

$$\hat{\beta}_j = \overline{Y}_{.j} - \vec{Y}_{..}$$

Estimasi untuk galat percobaan ε_{ij}

$$\hat{\varepsilon}_{ij} = Y_{ij} - \hat{\mu} - \hat{\alpha}_i - \hat{\beta}_j$$

$$\hat{\varepsilon}_{ij} = Y_{ij} - \overline{Y}_{..} - \overline{Y}_{i.} + \overline{Y}_{..} - \overline{Y}_{.j} + \overline{Y}_{..}$$

$$\hat{\varepsilon}_{ij} = Y_{ij} - \overline{Y}_{i.} - \overline{Y}_{.j} + \overline{Y}_{..}$$

3.1. Penentuan Rumus Operasional Jumlah Kuadrat.

Penguraian jumlah kuadrat untuk rancangan adalah sebagai berikut :

$$Y_{ij} = \overline{Y}_{..} + (\overline{Y}_{i.} - \overline{Y}_{..}) + (\overline{Y}_{.j} - \overline{Y}_{..}) + (Y_{ij} - \overline{Y}_{i.} - \overline{Y}_{.j} + \overline{Y}_{..}) \tag{3.8}$$

$$(Y_{ij} - \overline{Y}_{..}) = (\overline{Y}_{i.} - \overline{Y}_{..}) + (\overline{Y}_{.j} - \overline{Y}_{..}) + (Y_{ij} - \overline{Y}_{i.} - \overline{Y}_{.j} + \overline{Y}_{..})$$

$$\sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b}(Y_{ij} - \overline{Y}_{..})^2 = \sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b}(Y_{i.} - \overline{Y}_{..})^2 + \sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b}(Y_{.j} - \overline{Y}_{..})^2 + \sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b}(Y_{ij} - \overline{Y}_{i.} - \overline{Y}_{.j} + \overline{Y}_{..})^2$$

Dengan demikian diperoleh :

Jumlah Kuadrat Total

$$\text{JKT} = \sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b}(Y_{ij} - \overline{Y}_{..})^2 \tag{3.9}$$

Jumlah Kuadrat Perlakuan

$$\text{JKP} = \sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b}(\overline{Y}_{i.} - \overline{Y}_{..})^2 = b\sum_{i=1}^{a}(\overline{Y}_{i.} - \overline{Y}_{..})^2 \tag{3.10}$$

Jumlah Kuadrat Kelompok

$$\text{JKK} = \sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b}(Y_{.j} - \overline{Y}_{..})^2 = a\sum_{j=1}^{b}(\overline{Y}_{.j} - \overline{Y}_{..})^2 \tag{3.11}$$

Jumlah Kuadrat Galat

$$\text{JKG} = \sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b}(Y_{ij} - \overline{Y}_{i.} - \overline{Y}_{.j} + \overline{Y}_{..})^2 \tag{3.12}$$

Selanjutnya rumus-rumus operasional jumlah kuadrat dapat disederhanakan menjadi :

$$\text{FK} = \frac{Y_{..}^2}{ab} \qquad (3.13)$$

$$\text{JKT} = \sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b}(Y_{ij} - \overline{Y}_{..})^2$$

$$= \sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b}(Y_{ij}^{\ 2} - 2Y_{ij}\overline{Y}_{..} + \overline{Y}_{..}^{\ 2})$$

$$= \sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b}Y_{ij}^{\ 2} - 2\sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b}Y_{ij}\frac{Y_{..}}{ab} + \sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b}(\frac{Y_{..}}{ab})^2$$

$$= \sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b}Y_{ij}^{\ 2} - 2\frac{Y_{..}^2}{ab} + ab\frac{Y_{..}^2}{(ab)^2}$$

$$= \sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b}Y_{ij}^{\ 2} - 2\frac{Y_{..}^2}{ab} + \frac{Y_{..}^2}{(ab)}$$

$$= \sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b}Y_{ij}^{\ 2} - \frac{Y_{..}^2}{ab} \qquad (3.14)$$

$$\text{JKP} = \sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b}(\overline{Y}_{i.} - \overline{Y}_{..})^2$$

$$= \sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b}(\overline{Y}_{i.}^{\ 2} - 2\overline{Y}_{i.}\overline{Y}_{..} + \overline{Y}_{..}^{\ 2})$$

$$= \sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b}\overline{Y}_{i.}^{\ 2} - 2\sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b}\overline{Y}_{i.}\overline{Y}_{..} + \sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b}\overline{Y}_{..}^{\ 2}$$

$$= b\sum_{i=1}^{a}(\overline{Y}_{i.}^2 - 2\overline{Y}_{i.}\overline{Y}_{..} + \overline{Y}_{..}^{\ 2})$$

$$= b\sum_{i=1}^{a}\frac{\overline{Y}_{i.}^2}{b^2} - 2b\frac{Y_{..}}{ab}\sum_{i=1}^{a}\frac{Y_{i.}}{b} + ab\frac{Y_{..}^2}{(ab)^2}$$

$$= \sum_{i=1}^{a}\frac{\overline{Y}_{i.}^2}{b} - 2\frac{Y_{..}^2}{ab} + \frac{\overline{Y}_{..}^{\ 2}}{ab}$$

$$= \sum_{i=1}^{a} \frac{\overline{Y}_{i.}^{\,2}}{b} - \frac{\overline{Y}_{..}^{\,2}}{ab}$$

$$= \sum_{i=1}^{a} \frac{\overline{Y}_{i.}^{\,2}}{b} - \frac{\overline{Y}_{..}^{\,2}}{ab} \tag{3.15}$$

$$\text{JKK} = \sum_{i=1}^{a} \sum_{j=1}^{b} (\overline{Y}_{.j} - \overline{Y}_{..})^2$$

$$= \sum_{i=1}^{a} \sum_{j=1}^{b} (\overline{Y}_{.j}^{\,2} - 2\overline{Y}_{.j}\overline{Y}_{..} + \overline{Y}_{..}^{\,2})$$

$$= \sum_{i=1}^{a} \sum_{j=1}^{b} \overline{Y}_{.j}^{\,2} - 2\sum_{i=1}^{a} \sum_{j=1}^{b} \overline{Y}_{.j}\overline{Y}_{..} + \sum_{i=1}^{a} \sum_{j=1}^{b} \overline{Y}_{..}^{\,2}$$

$$= a\sum_{j=1}^{b} (\overline{Y}_{.j}^{\,2} - 2\overline{Y}_{.j}\overline{Y}_{..} + \overline{Y}_{..}^{\,2})$$

$$= a\sum_{j=1}^{b} \frac{\overline{Y}_{.j}^{\,2}}{b^2} - 2a\frac{Y_{..}}{ab}\sum_{j=1}^{b} \frac{Y_{.j}}{b} + ab\frac{Y_{..}^{2}}{(ab)^2}$$

$$= \sum_{j=1}^{b} \frac{\overline{Y}_{.j}^{\,2}}{b} - 2\frac{Y_{..}^{2}}{ab} + \frac{\overline{Y}_{..}^{\,2}}{ab}$$

$$= \sum_{j=1}^{b} \frac{\overline{Y}_{.j}^{\,2}}{b} - \frac{\overline{Y}_{..}^{\,2}}{ab}$$

$$= \sum_{j=1}^{b} \frac{\overline{Y}_{.j}^{\,2}}{a} - \frac{\overline{Y}_{..}^{\,2}}{ab} \tag{3.16}$$

JKG = JKT – JKP – JKK

$$\text{JKG} = \sum_{i=1}^{a} \sum_{j=1}^{b} Y_{ij}^{\,2} - \frac{Y_{..}^{2}}{ab} - \sum_{i=1}^{a} \frac{\overline{Y}_{i.}^{\,2}}{b} - \frac{\overline{Y}_{..}^{\,2}}{ab} - \sum_{j=1}^{b} \frac{\overline{Y}_{.j}^{\,2}}{a} - \frac{\overline{Y}_{..}^{\,2}}{ab}$$

$$= \sum_{i=1}^{a} \sum_{j=1}^{b} Y_{ij}^{\,2} - \sum_{i=1}^{a} \frac{\overline{Y}_{i.}^{\,2}}{b} - \sum_{j=1}^{b} \frac{\overline{Y}_{.j}^{\,2}}{a} - \frac{\overline{Y}_{..}^{\,2}}{ab} \tag{3.17}$$

- Bentuk uji hipotesis untuk model tetap di atas adalah sebagai berikut :
  - Pengaruh perlakuan

    H$_0$: $\alpha_1 = \alpha_2 = \ldots = \alpha_a = 0$ (Tidak ada pengaruh perlakuan terhadap respons yang diamati).

    H$_1$: paling sedikit ada satu i dimana $\alpha_i \neq 0$ untuk i=1, 2,…, a. (Ada pengaruh perlakuan terhadap respons yang diamati).
  - Pengaruh pengelompokan

    H$_0$: $\beta_1 = \beta_2 = \ldots = \beta_b = 0$ (Tidak ada pengaruh kelompok terhadap respons yang diamati).

    H$_1$: paling sedikit ada satu j dimana $\beta_j \neq 0$ untuk j=1,2,…,b. (Ada pengaruh kelompok terhadap respons yang diamati).

Tabel 2. Analisis Ragam untuk RAKL Model Tetap

Sumber Keragaman	Derajat bebas (db)	Jumlah Kuadrat (JK)	Kuadrat Tengah (KT)	F-hitung
Perlakuan	t - 1	JKP	$KTP = \frac{JKP}{t-1}$	$F(P) = \frac{KTP}{KTG}$
Kelompok	r -1	JKK	$KTK = \frac{JKK}{r-1}$	$F(K) = \frac{KTK}{KTG}$
Galat	(t -1)(r-1)	JKG	$KTG = \frac{JKG}{(t-1)(r-1)}$	
Total	tr -1	JKT		

Pengujian Hipotesis untuk RAKL Model Tetap :

Jika nilai F$_{\text{hitung}}$ lebih besar dari $F_{\alpha, db1, db2}$ maka H$_0$ ditolak.

B. Statistika Multivariat

Menurut Suryanto (1988: 1-2), Analisis Statistika Multivariat adalah tehnik-tehnik analisis statistik yang memperlakukan sekelompok variabel kriteria yang saling berkorelasi sebagai suatu sistem dengan mempertimbangkan korelasi antar variabel-variabel. Dalam Analisis Multivariat, data yang diolah merupakan hasil pengukuran dari beberapa variabel kriteria ditambah dengan hasil pengukuran dari satu atau beberapa variabel penjelas. Untuk selanjutnya variabel kriteria disebut sebagai variabel *dependent* sedangkan variabel penjelas disebut sebagai variabel *independent*.

1. Matriks dan Vektor

Menurut Guritno (2005: 134), Matriks adalah susunan segi empat siku-siku dari bilangan-bilangan. Bilangan-bilangan tersebut dinamakan *entri* dalam matriks. Ukuran dari matriks dijelaskan dengan menyatakan banyaknya baris (garis horizontal) dan banyaknya kolom (garis vertikal).

Jika **A** adalah sebuah matriks, maka digunakan a_{ij} untuk menyatakan *entri* yang terdapat di dalam baris i dan kolom j dari **A** , i = 1, 2,…, m ; j = 1, 2,…, n. Jadi matriks $m \times n$ secara umum dapat dituliskan sebagai berikut:

$$\mathbf{A} = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & \cdots & a_{1n} \\ a_{21} & a_{22} & \cdots & a_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{m1} & a_{m2} & \cdots & a_{mn} \end{bmatrix} \text{ atau } \mathbf{A} = \lfloor a_{ij} \rfloor_{mxn}$$

Suatu matriks yang hanya memuat satu baris atau satu kolom disebut vektor. Dalam hal ini, matriks yang hanya memuat satu baris disebut vektor baris sedangkan matriks yang hanya memuat satu kolom disebut vektor kolom.

a. Matriks Identitas (*Identity Matrix*)

Matriks identitas merupakan suatu matriks bujursangkar dengan semua elemen pada diagonal utama mempunyai nilai 1 (satu), dan elemen lain selain pada diagonal utama mempunyai nilai 0 (nol). Matriks identitas berukuran $n \times n$ dinyatakan dengan lambing $\mathbf{I}_n$, sehingga untuk matriks $\mathbf{A} = [a_{ij}], i = j = 1,...,n$, maka $a_{ij} = 1$ untuk $i = j$, dan $a_{ij} = 0$ untuk $i \neq j$.

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \qquad \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \qquad \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}, \text{ dan lain sebagainya.}$$

b. Matriks Transpose

Jika **A** adalah sebarang matriks $m \times n$, maka transpose **A** dinyatakan oleh **A'** dan didefinisikan dengan matriks $n \times m$ yang kolom pertamanya adalah baris pertama dari **A**, kolom keduanya adalah baris kedua dari **A**, demikian juga dengan kolom ketiga adalah baris ketiga dari **A**, dan seterusnya.

$$\mathbf{A}_{m\times n} = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & \cdots & a_{1(n-1)} & a_{1n} \\ a_{21} & a_{22} & \cdots & a_{2(n-1)} & a_{2n} \\ \vdots & \vdots & a_{ii} & \vdots & \vdots \\ a_{(n-1)1} & a_{(n-1)2} & \cdots & a_{(n-1)(n-1)} & a_{(n-1)n} \\ a_{n1} & a_{n2} & \cdots & a_{n(n-1)} & a_{nn} \end{bmatrix}$$

$$\mathbf{A'}_{n\times m} = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{21} & \cdots & a_{(n-1)1} & a_{n1} \\ a_{12} & a_{22} & \cdots & a_{(n-1)2} & a_{n2} \\ \vdots & \vdots & a_{ii} & \vdots & \vdots \\ a_{1(n-1)} & a_{2(n-1)} & \cdots & a_{(n-1)(n-1)} & a_{n(n-1)} \\ a_{1n} & a_{2n} & \cdots & a_{(n-1)n} & a_{nn} \end{bmatrix}$$

c. Perkalian Matriks

Secara umum bentuk perkalian matriks dinyatakan dengan

$$c_{(n\times p)} = a_{(n\times n)} b_{(n\times p)}$$

$$c_{ij} = \sum_k a_{in} b_{nj}$$

atau

$$\left[c_{ij}\right] = \left[a_{i1} \quad a_{i2} \quad \cdots \quad a_{i(n-1)} \quad a_{in}\right] \begin{bmatrix} b_{1j} \\ b_{2j} \\ \vdots \\ b_{(n-1)j} \\ b_{nj} \end{bmatrix}$$

$$= \left[a_{i1}b_{1j} + a_{i2}b_{2j} + \cdots + a_{i(n-1)}b_{(n-1)j} + a_{in}b_{nj}\right]$$

Dalam perkalian matriks, jumlah kolom pada vektor sebelah kiri harus sama dengan jumlah baris pada matriks sebelah kanan. Hasil perkalian matriks tersebut menghasilkan vektor berukuran $n \times p$, dimana n merupakan jumlah baris pada matriks sebelah kiri, dan p merupakan jumlah kolom pada matriks sebelah kanan.

Sifat-sifat dalam operasi perkalian matriks adalah :

1. c (a + b) = ca + cb (distributif)
2. a (bc) = (ab) c (assosiatif)
3. d (ab) = (da) b = a (db), untuk sembarang nilai skalar d
4. (ab)' = b' a'

d. Minor Matriks

Jika **A** adalah matriks bujursangkar, maka minor entri a_{ij} dinyatakan oleh $\mathbf{M}_{ij}$, didefinisikan menjadi determinan submatriks yang tetap ada setelah baris ke-*i* dan kolom ke-*j* dihapus dari **A**.

Misalkan :

$$\mathbf{A} = \begin{bmatrix} 3 & 1 & -4 \\ 2 & 5 & 6 \\ 1 & 4 & 8 \end{bmatrix}$$

Minor entri a_{11} adalah

$$\mathbf{M}_{11} = \begin{bmatrix} 5 & 6 \\ 4 & 8 \end{bmatrix}$$

Demikian juga, minor entri a_{32} adalah

$$\mathbf{M}_{32} = \begin{bmatrix} 3 & -4 \\ 2 & 6 \end{bmatrix}$$

e. Kofaktor Matriks

Jika **A** adalah matriks bujursangkar, bilangan $(-1)^{i+j}\mathbf{M}_{ij}$ dinyatakan oleh C_{ij} dan dinamakan kofaktor entri a_{ij}. Matriks kofaktor **A** didefinisikan sebagai berikut :

$$\begin{bmatrix} C_{11} & C_{12} & \cdots & C_{1n} \\ C_{21} & C_{22} & \cdots & C_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ C_{n1} & C_{n2} & \cdots & C_{nn} \end{bmatrix}$$

Transpose dari matriks kofaktor ini dinamakan *adjoint (***A***)*.

f. Determinan Matriks

det(**A**) atau |**A**| merupakan determinan matriks bujursangkar **A** =(a_{ij}) yang berukuran *n x n*. det(**A**) atau |**A**| merupakan suatu bilangan skalar.

det(**A**) = $\sum_{i=1}^{n}(-1)^{i+j}\ C_{ij}a_{ij}$ (ekspansi kofaktor sepanjang kolom ke-*j*)

$= (-1)^2 C_{1j}a_{1j} + (-1)^3 C_{2j}a_{2j} + ... + (-1)^{1+i} C_{nj}a_{nj}$

det(**A**) = $\sum_{j=1}^{n}(-1)^{i+j}C_{ij}a_{ij}$ (ekspansi kofaktor sepanjang baris ke-i)

$= (-1)^2 C_{i1}a_{i1} + (-1)^3 C_{i2}a_{i2} + ... + (-1)^{1+i} C_{in}a_{in}$

Contoh :

Misalkan $\mathbf{A} = \begin{bmatrix} 3 & 1 & 0 \\ -2 & -4 & 3 \\ 5 & 4 & -2 \end{bmatrix}$

Dengan menggunakan ekspansi kofaktor sepanjang baris pertama, diperoleh determinan sebagai berikut :

$$\det(\mathbf{A}) = \begin{bmatrix} 3 & 1 & 0 \\ -2 & -4 & 3 \\ 5 & 4 & -2 \end{bmatrix} = 3\begin{bmatrix} -4 & 3 \\ 4 & -2 \end{bmatrix} - (1)\begin{bmatrix} -2 & 3 \\ 5 & -2 \end{bmatrix} + 0\begin{bmatrix} -2 & -4 \\ 5 & 4 \end{bmatrix}$$

$= 3(-4) - (1)(-11)$

$= -1$

2. Nilai Eigen dan Vektor Eigen

Definisi 2.1 (Guritno, 2005: 139)

Vektor eigen x dari sebuah matriks **A** merupakan sebuah vektor khusus, dengan sifat sebagai berikut :

$$\mathbf{A}\, x = \lambda x \tag{1.1}$$

Untuk mendapatkan nilai eigen dari sebuah matriks **A**, pertama ditentukan akar dari :

$$\det(\mathbf{A} - \lambda \mathbf{I})\, x = 0 \tag{1.2}$$

Kemudian diselesaikan tiap-tiap baris sebagai sistem untuk setiap nilai eigen, untuk mendapatkan vektor eigen yang sesuai

$$(\mathbf{A} - \lambda \mathbf{I})x = 0 \tag{1.3}$$

Contoh :

Misalkan $\mathbf{A} = \begin{bmatrix} -1 & 2 & 0 \\ 0 & 3 & 4 \\ 0 & 0 & 7 \end{bmatrix}$

Karena

$$(\mathbf{A} - \lambda \mathbf{I}) = \begin{bmatrix} -1 & 2 & 0 \\ 0 & 3 & 4 \\ 0 & 0 & 7 \end{bmatrix} - \lambda \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -1-\lambda & 2 & 0 \\ 0 & 3-\lambda & 4 \\ 0 & 0 & 7-\lambda \end{bmatrix}$$

maka diperoleh polinom karakteristik dari A sebagai berikut :

$$\det(\mathbf{A} - \lambda \mathbf{I}) = \det \begin{bmatrix} -1-\lambda & 2 & 0 \\ 0 & 3-\lambda & 4 \\ 0 & 0 & 7-\lambda \end{bmatrix}$$

Persamaan karakteristik dari A adalah

$$(-1-\lambda)(3-\lambda)(7-\lambda) = 0$$

Dari persamaan di atas diperoleh nilai eigen, $\lambda_1 = -1$, $\lambda_2 = 3$, $\lambda_3 = 7$.

3. Analisis Komponen Utama (*Principal Component Analysis*/PCA)

Menurut Johnson & Wichern (1996: 426), Analisis Komponen Utama merupakan suatu teknik analisis statistik untuk mentransformasi variabel-variabel asli yang masih saling berkorelasi satu dengan yang lain menjadi satu set variabel baru yang tidak berkorelasi lagi. Variabel-variabel baru itu dinamakan komponen utama (*Principal Component*). Komponen utama adalah kombinasi linear dari *p* variabel dengan bentuk $a_{11}x_1 + a_{21}x_2 + ... + a_p x_p$.

Secara umum pembentukan komponen utama disusun sebagai berikut :

$$Y_1 = a_1{}'x = a_{11}x_1 + a_{21}x_2 + \ldots + a_{p1}x_p$$

$$Y_2 = a_2{}'x = a_{12}x_1 + a_{22}x_2 + \ldots + a_{p2}x_p$$

$$\vdots$$

$$Y_p = a_p{}'x = a_{1p}x_1 + a_{2p}x_2 + \ldots + a_{pp}x_p$$

$Y_1, Y_2, \ldots, Y_p$ merupakan variabel yang saling bebas (tidak berkorelasi) dengan nilai keragaman masing-masing adalah $Var(Y_i) = a_i{}'\Sigma a_i = \lambda_i$; dengan i = 1, 2,..., p dan λ_i adalah nilai eigen dari komponen utama ke-*i*.

Y_1 disebut *Principal Component* pertama (PC1) yang merupakan kombinasi linear yang mempunyai ragam terbesar.

Y_2 disebut *Principal Component* kedua (PC2) yang mempunyai nilai ragam terbesar kedua. Selanjutnya dengan menggunakan *Principal*

Component, variabel random x dapat dikelompokan berdasarkan nilai koefisien pada kombinasi linearnya.

Total keragaman komponen utama adalah :

$$\begin{aligned} Var(Y) &= \alpha_{11} + \alpha_{22} + ... + \alpha_{pp} \\ &= \lambda_1 + \lambda_2 + ... + \lambda_p \end{aligned}$$

dengan $\lambda_1 + \lambda_2 + ... + \lambda_p$ adalah nilai eigen dari komponen utama.

a. Tujuan *Principal Component Analysis* (PCA)

Prosedur PCA pada dasarnya adalah bertujuan untuk menyederhanakan variabel yang diamati dengan cara menyusutkan (mereduksi) dimensinya. Hal ini dilakukan dengan cara menghilangkan korelasi diantara variabel bebas melalui transformasi variabel bebas asal ke variabel baru yang tidak berkorelasi sama sekali atau yang biasa disebut dengan *Principal Component.*

Menurut Fatimah & Nugraha (2005: 42-43), Tujuan dari PCA adalah membentuk himpunan sumbu (variabel) yang saling tegak lurus sedemikian sehingga :

1. Koordinat observasi memberikan nilai untuk variabel yang baru. Variabel baru disebut Komponen Utama (*Principal Component*) dan nilai dari variabel baru tersebut disebut Skor Komponen Utama (*Principal Component Scores*).
2. Setiap variabel baru merupakan kombinasi linier dari variabel-variabel awal.

3. Variabel baru pertama menjelaskan ragam terbesar dalam data, variable baru kedua menjelaskan ragam terbesar kedua, dan seterusnya sampai variabel baru ke-*p* menjelaskan ragam terbesar ke-*p*.
4. *p* variabel baru tersebut tidak saling berkorelasi.

b. Algoritma *Principal Component Analysis* (PCA)

Menurut Rivai (2007: 160-161) Algoritma PCA yang digunakan dalam penelitian adalah sebagai berikut:

1. Mengumpulkan data dalam sebuah matriks.
2. Tiap data disimpan dalam bentuk vektor kolom. Kolom menunjukkan banyaknya percobaan dan baris menunjukkan titik ciri dari tiap percobaan.
3. Menghitung *mean* dari suatu data.
4. Mengurangi setiap item data dengan nilai *mean*-nya. Data hasil pengurangan disebut sebagai data *adjust*.
5. Menghitung matriks kovarians dari data.
6. Menghitung nilai eigen dan vektor eigen dari matriks kovarians.
7. Membuat *Principal Component* (PC). Nilai eigen disusun secara terurut menurun kemudian vektor eigen disusun sesuai dengan nilai eigennya. Vektor eigen yang tersusun itulah yang disebut sebagai PC.
8. Membentuk data baru. Data baru dihasilkan dengan mengalikan vektor transpose dari *Principal Component* dengan data normal.

c. Skor Komponen Utama (*Principal Component Score*)

Tahapan analisis yang dilakukan pada Skor Komponen Utama adalah sebagai berikut :

Misal vektor peubah yang diamati adalah $X' = (x_1, x_2, ..., x_p)$.

i. Menghitung matriks kovarians (S) atau matriks korelasi (R)

$$S_{(pxp)} = \begin{bmatrix} S_{11} & S_{12} & \cdots & S_{1p} \\ S_{21} & S_{22} & \ldots & \cdots \\ \ldots & \cdots & \cdots & \cdots \\ S_{p1} & \cdots & \cdots & S_{pp} \end{bmatrix} \quad \text{dengan}$$

$$S_{ii} = \frac{\sum_{k=1}^{n}(x_{ik} - \bar{x}_i)^2}{n-1} \quad ; \quad S_{ij} = \frac{\sum_{k=1}^{n}(x_{ik} - \bar{x}_i)(x_{jk} - \bar{x}_j)}{n-1}$$

dan

$$_pR_p = \begin{bmatrix} 1 & r_{12} & \cdots & r_{1p} \\ r_{21} & 1 & \cdots & \cdots \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ r_{p1} & \cdots & \cdots & 1 \end{bmatrix} \quad \text{dengan } r_{ij} = \frac{\sum_{k=1}^{n}(x_{ik} - \bar{x}_i)(x_{jk} - \bar{x}_j)}{\sqrt{\sum_{k=1}^{n}(x_{ik} - \bar{x}_i)^2 \sum_{k=1}^{n}(x_{jk} - \bar{x}_j)^2}}$$

ii. Mencari vektor eigen *(eigen vecto*r) dan nilai eigen *(eigen valu*e) dari persamaan karakteristik berikut :

$$S\underline{a} = \lambda \underline{\alpha} \quad \text{atau} \quad R\underline{\alpha} = \lambda \underline{\alpha}$$

Dengan ketentuan sebagai berikut:

- ❖ Menggunakan matriks kovarians (S) jika variabel-variabel yang dianalisis memiliki satuan yang sama dan menggunakan matriks korelasi (R) jika variabel-variabel yang dianalisis memiliki satuan yang berbeda.

- Menata vektor eigen-vektor eigen $a_1, a_2, ..., a_p$ yang berpadanan dengan nilai eigen-nilai eigen $\lambda_1 > \lambda_2 > ... > \lambda_p$, dengan kendala $a_i a_i' = 1$ dan $a_i a_j' = 0$.

iii. Menghitung Komponen Utama Pertama sebagai berikut :

Komponen Utama Pertama dapat dihitung menggunakan dua pendekatan sebagai berikut :

- Jika satuan variabel sama, Komponen Utama Pertama = $a_1' x = a_{11} x_1 + a_{12} x_2 + \ldots + a_{1p} x_p$.
- Jika satuan variabel tidak sama, Komponen Utama Pertama = $a_1' z = a_{11} z_1 + a_{12} z_2 + \ldots + a_{1p} z_p$, dengan z_i adalah variabel x_i yang sudah dibakukan.

BAB III
PEMBAHASAN

AMMI model tetap dapat digunakan untuk menjelaskan interaksi antara genotipe dengan lokasi pada percobaan lokasi ganda (*multilocation*). Oleh karena itu dalam bab ini dibahas mengenai pengertian *AMMI,* manfaat *AMMI,* perkembangan *AMMI,* pengertian *AMMI* model tetap, prosedur *AMMI* model tetap, dan bagaimana mengaplikasikan *AMMI* model tetap dalam bidang pertanian.

A. *Additive Main Effects and Multiplicative Interaction (AMMI)* atau Model UAIG (Pengaruh Utama Aditif dengan Interaksi Ganda).

Salah satu metode analisis data statistik yang dapat diterapkan dalam bidang pertanian adalah analisis *Additive Main Effects and Multiplicative Interaction (AMMI)* yang dalam perkembangannya dapat digunakan untuk mengkaji *GEI* (*Genotypes Environmental Interaction)* pada suatu percobaan lokasi ganda (*multilocation*).

Percobaan multilokasi merupakan serangkaian percobaan serupa di beberapa lokasi yang mempunyai rancangan percobaan dan perlakuan yang sama. Pada percobaan multilokasi rancangan perlakuan yang biasanya digunakan adalah rancangan faktorial dua faktor dengan pengelompokkan, dengan faktor pertama adalah genotipe dan faktor kedua adalah lingkungan serta rancangan acak kelompok lengkap.

Analisis *AMMI* adalah suatu tehnik analisis data percobaan dua faktor perlakuan dengan pengaruh utama perlakuan bersifat aditif sedangkan pengaruh interaksi dimodelkan dengan model bilinear ganda. Model *AMMI* dapat digunakan untuk menganalisis percobaan lokasi ganda (Mattjik & Sumertajaya, 2000: 212).

Analisis *AMMI* pada dasarnya menggabungkan analisis ragam aditif bagi pengaruh utama perlakuan dengan analisis komponen utama ganda dengan pemodelan bilinier bagi pengaruh interaksi (Mattjik & Sumertajaya, 2000: 213). Melalui *AMMI,* matriks residual sebagai penyimpangan dari model aditif didekomposisi dengan menggunakan *Principal Component Analysis (PCA)* untuk mendapatkan bagian multiplikatif dari model. *Principal Component Analysis (PCA)* memusatkan pola utama dari variasi residual ke dalam sedikit komponen utama dan sisanya adalah galat. Dengan cara ini, bagian multiplikatif pada *AMMI* dapat mempartisi data ke dalam pola model interaksi penuh dengan mempertimbangkan sedikit komponen utama dan membuang galat untuk ketepatan prediksi.

Tabel 3. Struktur data pengamatan dengan perlakuan lengkap.

	L_1	L_2	.....	L_b	Pengaruh genotipe
G_1	μ_{11}	μ_{12}	.....	μ_{1b}	α_1
G_2	μ_{12}	μ_{22}	.....	μ_{2b}	α_2
.....	.....	.....	.....	.....	.....
G_a	μ_{a1}	μ_{a2}	.....	μ_{ab}	α_a
Pengaruh lokasi	β_1	β_2	.....	β_b	μ

Keterangan :

L = Lokasi

G = Genotipe

μ = rataan umum

μ_{ij} = rata-rata genotipe ke-*i* dan lokasi ke-*j*

α_i = pengaruh genotipe ke-*i*

β_j = pengaruh lokasi ke-*j*

B. Manfaat Analisis *AMMI*

Mattjik & Sumertajaya (2000: 217-218) mengemukakan tiga tujuan penggunaan analisis *AMMI*, yaitu :

a. Analisis *AMMI* dapat digunakan sebagai analisis pendahuluan untuk mencari model linear yang lebih tepat. Jika tidak ada satupun komponen yang nyata, maka pemodelan cukup dengan pengaruh aditif saja. Sebaliknya, jika hanya pengaruh ganda saja yang nyata, maka pemodelan sepenuhnya ganda, berarti analisis yang tepat adalah analisis komponen utama saja. Sedangkan jika semua komponen interaksi nyata berarti pengaruh interaksi benar-benar sangat kompleks, tidak memungkinkan dilakukan pereduksian tanpa kehilangan informasi penting.

b. Untuk menjelaskan interaksi genotipe dengan lokasi. *AMMI* dengan biplotnya dapat meringkas pola hubungan antar genotipe, antar lokasi, dan antara interaksi genotipe dan lokasi.

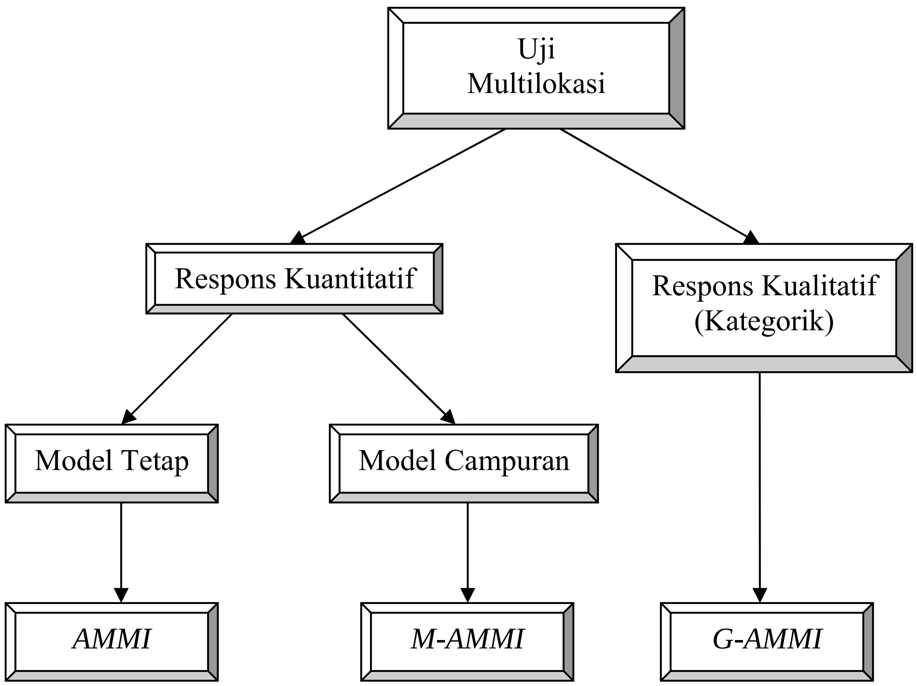
c. Meningkatkan keakuratan dugaan respons (daya hasil) interaksi genotipe dengan lokasi. Hal ini terlaksana jika hanya sedikit komponen *AMMI* saja yang nyata dan tidak mencakup seluruh jumlah kuadrat interaksi. Dengan sedikitnya komponen yang nyata sama artinya dengan menyatakan bahwa jumlah kuadrat sisanya hanya galat saja. Dengan menghilangkan galat ini berarti lebih memperakurat dugaan respons per genotipe dan lokasi.

C. Perkembangan *AMMI*

Menurut Sumertajaya (2007: 3-4), Perkembangan metode *AMMI* dapat diterapkan sebagai berikut :

1. Model Tetap (*Fixed AMMI*) yaitu jika genotipe dan lokasi ditentukan secara subyektif oleh peneliti dan kesimpulan yang diharapkan hanya terbatas pada genotipe dan lokasi yang dicobakan saja.
2. Model Campuran (*M-AMMI/Mixed AMMI*) yaitu jika salah satu dari genotipe atau lokasi bersifat acak dan kesimpulan faktor acak berlaku untuk populasi taraf dari faktor acak.
3. Model Kategorik *(GLM-AMMI/Generalized Linear Model AMMI)* yaitu jika respons yang diamati bersifat kategorik seperti tingkat serangan hama (ringan, sedang dan berat).
4. *EM-AMMI (Expectation Maximitation AMMI)* yaitu untuk menangani data hilang.

Untuk lebih detailnya, perkembangan *AMMI* dapat dilihat pada Gambar 1.



Gambar 1. Perkembangan metode AMMI

D. Model Tetap *AMMI (Fixed AMMI)*

Model Tetap *AMMI (fixed AMMI)* yaitu jika genotipe dan lokasi ditentukan secara subyektif oleh peneliti dan kesimpulan yang diharapkan hanya terbatas pada genotipe dan lokasi yang dicobakan saja.

1. Penguraian Bilinier Pengaruh Interaksi.

Langkah pemodelan bilinier bagi pengaruh interaksi genotipe dengan lokasi (γ_{ge}) pada analisis *AMMI* adalah sebagai berikut :

a. Langkah pertama menyusun pengaruh interaksi dalam bentuk matriks dengan faktor genotipe (baris) × lokasi (kolom), sehingga matriks berordo a × b.

$$\boldsymbol{\gamma} = \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} & \cdots & \gamma_{1b} \\ \gamma_{12} & \gamma_{22} & \cdots & \gamma_{2\mathrm{b}} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \gamma_{a1} & \gamma_{a2} & \cdots & \gamma_{\mathrm{ab}} \end{bmatrix}$$

Keterangan :

γ_{ij} = elemen matriks pengamatan dalam baris ke-i dan kolom ke-j dari matriks **γ.**

b. Langkah selanjutnya dilakukan penguraian bilinier terhadap matriks pengaruh interaksi genotipe dan lokasi dengan menggunakan *Principal Component Analysis (PCA).*

$$\gamma_{ge} = \sum_{k=1}^{n} \lambda_k \varphi_{gk} \rho_{ek} + \delta_{ge}$$

$$= \lambda_1 \varphi_{g1} \rho_{e1} + \lambda_2 \varphi_{g2} \rho_{e2} + \ldots + \lambda_n \varphi_{gn} \rho_{en} + \delta_{ge}$$

Sehingga Model *AMMI* secara lengkap dapat dituliskan sebagai berikut :

$$\gamma_{ger} = \mu + \alpha_g + \beta_e + \sum_{k=1}^{n} \lambda_n \varphi_{gn} \rho_{en} + \delta_{ge} + \varepsilon_{ger}$$

$$= \mu + \alpha_g + \beta_e + \lambda_1 \varphi_{g1} \rho_{e1} + \lambda_2 \varphi_{g2} \rho_{e2} + \ldots + \lambda_n \varphi_{gn} \rho_{en} + \delta_{ge} + \varepsilon_{ger}$$

dengan : g =1, 2,...,a; e = 1,2,...,b; r = 1,2,..., m

Keterangan :

γ_{ger} = nilai pengamatan pada genotipe ke-g, lokasi ke-e dan ulangan ke-r

μ = nilai tengah (rataan umum)

α_g = pengaruh utama genotipe ke–g terhadap respons yang diamati

β_e = pengaruh utama lokasi ke-e terhadap respons yang diamati

λ_n = nilai singular untuk komponen bilinier ke-n (λ_n adalah nilai eigen) $\lambda_1 \geq \lambda_2 \geq ... \geq \lambda_n$.

φ_{gn} = nilai vektor eigen genotipe ke-g melalui komponen bilinier ke-n,

ρ_{en} = nilai vektor eigen lokasi ke-e melalui komponen bilinier ke-n, dengan kendala :

(1) $\sum_{g=1}^{a} \varphi_{gn}{}^2 = \sum_{e=1}^{b} \rho_{en}{}^2 = 1$, untuk n = 1, 2,..., m; dan

(2) $\sum_{g=1}^{a} \varphi_{gn}\varphi_{gn'} = \sum_{e=1}^{a} \rho_{en}\rho_{en'} = 0$, untuk n≠n',

δ_{ge} = residu dari pemodelan bilinier

ε_{ger} = pengaruh acak galat faktor tetap genotipe ke-g, faktor tetap lokasi ke-e, ulangan ke-r.

Asumsi yang mendasari :

1) $\sum_{g=1}^{a} \alpha_g = 0$,

2) $\delta_{ij} \overset{iid}{\sim} \mathrm{N}(0, \sigma_\delta^2)$,

3) $\beta_e \overset{iid}{\sim} \mathrm{N}(0, \sigma_\beta^2)$

4) $\varepsilon_{egr} \overset{iid}{\sim} \mathrm{N}(0, \sigma_\varepsilon^2)$

2. Perhitungan Jumlah Kuadrat

Pada Model *AMMI* pengaruh aditif genotipe dan lokasi serta jumlah kuadrat dan kuadrat tengahnya dihitung sebagaimana umumnya pada analisis ragam, tetapi berdasarkan pada data rataan per genotipe dan lokasi.

Berdasarkan teorema pada aljabar matriks bahwa *trace* dari suatu matriks sama dengan jumlah seluruh nilai eigen matriks tersebut, tr($_{n}A_{n}$)=$\Sigma_i \lambda_i$. Jumlah kuadrat untuk pengaruh interaksi komponen ke-n adalah nilai eigen ke-n pada pemodelan bilinier (λ_n), jika analisis ragam dilakukan terhadap data rataan per genotipe dan lokasi. Bila analisis ragam dilakukan terhadap data asal maka jumlah kuadratnya adalah banyak ulangan kali nilai eigen ke-n (rλ_n). Pengujian masing-masing komponen ini dilakukan dengan membandingkannya terhadap kuadrat tengah galat gabungan.

3. Penguraian Derajat Kebebasan

Derajat bebas untuk setiap komponen *AMMI* adalah a+b-1-2n. Besaran derajat bebas ini diturunkan berdasarkan jumlah parameter yang diduga dikurangi dengan jumlah kendala. Banyaknya parameter yang diduga adalah a+b-1, sedangkan banyak kendala untuk komponen ke-n adalah 2n. Kendala yang dipertimbangkan adalah kenormalan dan keortogonalan (Mattjik & Sumertajaya, 2000: 215).

Tabel 4. Sumber keragaman derajat bebas dalam analisis *AMMI* .

Sumber Keragaman	**Derajat Bebas**
Lokasi (E)	b – 1
Genotipe (G)	a – 1
Genotipe x Lokasi (G x E)	(a – 1)(b – 1)
IPCA-1	a + b – 1 – 2(1)
IPCA-2	a + b – 1 – 2(2)
…....	…......
IPCA-n	a + b – 1 – 2(n)
Sisa (G × E)	Sisa (G × E)
Galat	b(r – 1)(a – 1)
Total	abr-1

Keterangan :

a = genotipe

b = lokasi

r = ulangan

IPCA = *Interaction Principal Component Analysis*

4. Nilai Komponen *AMMI*

Menurut Hastini, et al (2008: 63) Nilai *PCA* direduksi dan dianalisis kebermaknaannya berdasarkan prosedur Uji F Gollob (1968) sebagai berikut :

1. Bila komponen bermakna adalah *IPCA-1*, maka model yang berlaku adalah *AMMI-1*.

2. Bila kedua komponen *IPCA-1* dan *IPCA-2* bermakna, maka model yang berlaku adalah *AMMI-2*, dan
3. Bila tidak satupun komponen *IPCA* yang bermakna, maka model yang berlaku adalah *AMMI-0*.

Tingkat stabilitas genotipe dianalisis berdasarkan parameter stabilitas *AMMI* yaitu *AMMI Stability Value (ASV)* dari Purchase dalam Alberts Martin J.A 2004. Parameter tersebut dihitung dengan formula sebagai berikut :

$$ASV = \sqrt{\left[\frac{JK \quad IPCA-1}{JK \quad IPCA-2}(IPCA-1)\right]^2 + \quad (IPCA-2)^2}$$

Keterangan :

ASV = *AMMI Stability Value* (Stabilitas Nilai *AMMI*)

JK = Jumlah Kuadrat

IPCA = *Interaction Principal Component Analysis*

Jika yang berlaku adalah Model *AMMI-1*, stabilitas dapat diukur berdasarkan nilai skor *IPCA-1*. Genotipe dengan nilai skor *IPCA-1* < 0 memiliki respons negatif pada lingkungan dengan skor *IPCA* < 0, sedangkan yang memiliki skor *IPCA-1* > 0 memperlihatkan respons positif (beradaptasi baik) dengan lingkungan *IPCA* > 0 (Hastini, et al., 2008: 63).

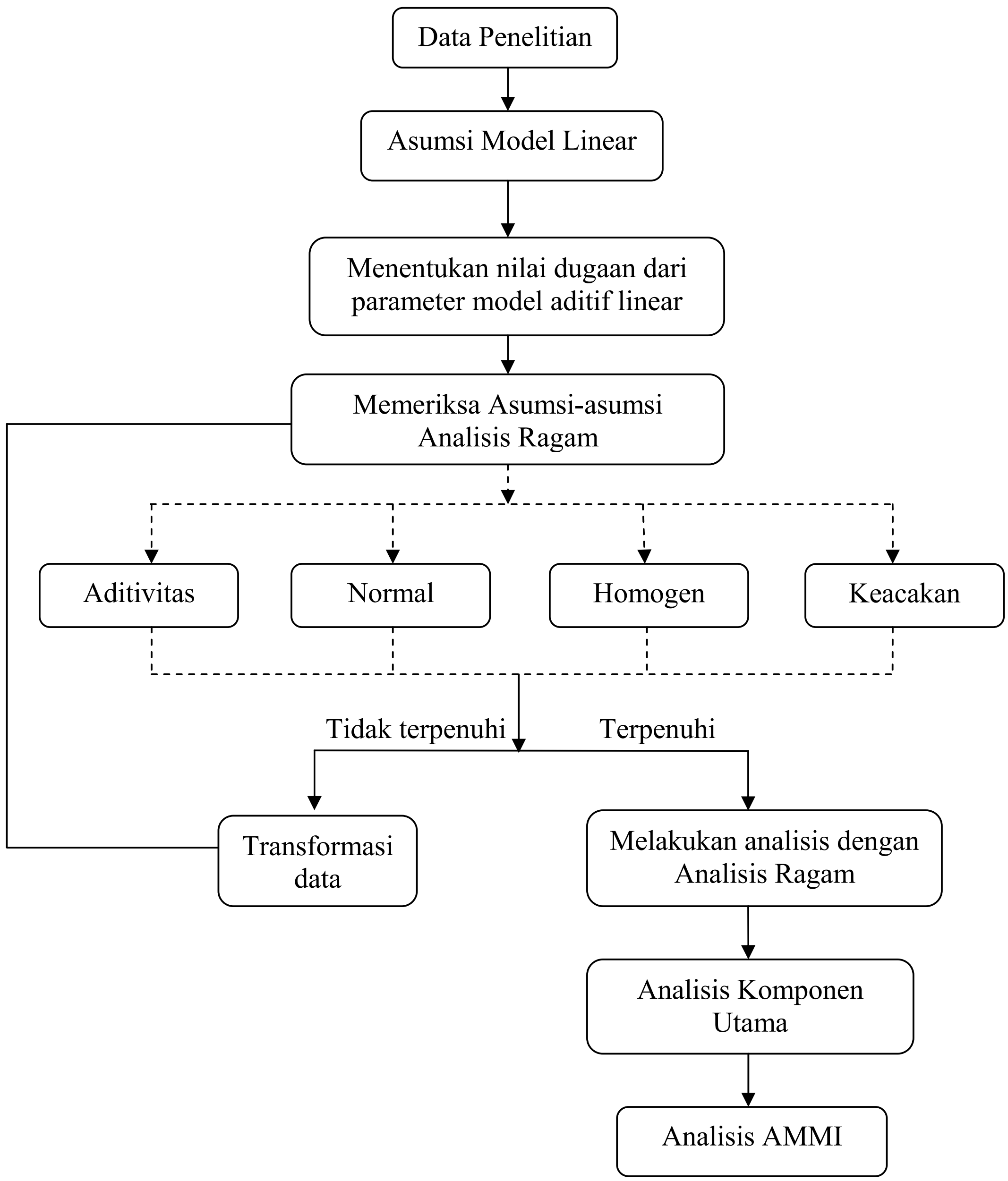
5. Penentuan Banyaknya Komponen AMMI

Mattjik & Sumertajaya (2000: 216-217) mengemukakan dua metode penentuan banyaknya sumbu komponen utama untuk penduga, yaitu *Postdictive Success* dan *Predictive Success.*

Postdictive Success (keberhasilan total) berhubungan dengan kemampuan suatu model yang tereduksi untuk menduga data yang digunakan dalam membangun model tersebut. Salah satu penentuan banyaknya komponen berdasarkan *Postdictive Success* adalah berdasarkan banyaknya sumbu tersebut yang nyata pada uji F analisis ragam.

Predictive Success (keberhasilan ramalan) berhubungan dengan kemampuan suatu model dugaan untuk memprediksi data lain yang sejenis tetapi tidak digunakan dalam membangun model tersebut (data validasi). Penentuan banyak sumbu komponen utama berdasarkan *Predictive Success* ini dilakukan dengan validasi silang, yaitu membagi data menjadi dua kelompok, satu kelompok untuk membangun model dan kelompok lain digunakan untuk validasi (menentukan jumlah kuadrat sisaan). Hal ini dilakukan berulang-ulang, pada setiap ulangan dibangun model dengan berbagai sumbu komponen utama. Banyaknya komponen utama yang terbaik adalah yang rataan akar kuadrat tengah sisa (*RMSPD = Root Mean Square Predictive Different)* dari data validasi paling kecil.

E. Diagram Alur Prosedur AMMI



F. Aplikasi Analisis *AMMI* model tetap (*Fixed AMMI*)

Aplikasi Analisis *AMMI* model tetap ini bersumber dari buku Prosiding Seminar dan Ekspose Teknologi Balai Pengkajian Teknologi Pertanian Jawa Timur. Penelitian ini dilakukan di empat lokasi, yaitu Bangkalan, Lamongan, Tuban dan Bojonegoro, pada musim hujan 2001/2002. Percobaan menggunakan rancangan acak kelompok lengkap 3 ulangan di tiap lokasi dengan 9 genotipe sebagai perlakuan. Pemupukan dilakukan 3 kali saat tanaman berumur 15 hari dengan pupuk ZA, SP-36, dan KCL dengan dosis masing-masing 100 kg, 75 kg, dan 100 kg per hektar. Pada umur 35 hari dan 55 hari dengan urea masing-masing 125 kg per hektar. Karakter yang diamati adalah daya hasil tanaman padi. Rancangan ini dianalisis menggunakan *AMMI* karena analisis ragam hanya menerangkan keefektifan pengaruh utama dan mampu menguji interaksi tetapi tidak mampu menentukan pola genotipe atau lokasi untuk meningkatkan interaksi sehingga *AMMI* dapat diuraikan keragaman pengaruh interaksi dan bersifat fleksibel dalam menangani model suatu gugus data.

Tabel 5. Rata-rata daya hasil dalam uji adaptasi beberapa genotipe tanaman padi di lahan tadah hujan di Jawa Timur, MH. 2001/2002.

No.	Genotipe	Daya Hasil t/ha				Rata-rata
		Bangkalan	Lamongan	Tuban	Bojonegoro	
1	Bondoyudo	4,72	4,54	7,17	4,38	5,20
2	Ngale I	4,14	5,10	8,54	4,91	5,67
3	Slegreng	5,13	5,43	6,51	7,01	6,02
4	Ciherang	3,75	5,29	7,87	6,04	5,74
5	BC-3	3,95	5,07	7,95	5,07	5,51
6	Way Apo Buru	4,46	5,04	7,97	4,00	5,37
7	Towuti	3,56	4,59	7,98	5,94	5,52
8	Sintanur	5,09	4,70	7,31	6,22	5,83
9	IR-64	3,59	5,22	7,58	3,88	5,07
Rata-rata		4,27	5,00	7,65	5,27	

Tahapan Analisis Data

1. Tahap Pertama

Untuk menganalisis data dengan Analisis Ragam, maka langkah-langkah yang harus dilakukan adalah sebagai berikut :

1) Mengasumsikan Model Aditif Linear

Berdasarkan kasus Tabel 5, terdapat 9 perlakuan (genotipe) padi yang diteliti dan terdiri atas 4 kelompok (lokasi), sehingga terdapat 36 amatan. Karena menggunakan RAKL maka diasumsikan model aditif linearnya adalah :

$$Y_{ij} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \varepsilon_{ij} \text{ ; i = 1,2,…,9 dan j = 1,2,…,4}$$

Keterangan :

Y_{ij} = rata-rata daya hasil pada genotipe ke-*i* dan lokasi ke-*j*

μ = nilai rataan umum

α_i = pengaruh genotipe ke-*i*

β_j = pengaruh lokasi ke-*j*

ε_{ij} = pengaruh galat percobaan pada perlakuan ke-*i* dan kelompok ke-*j*.

Karena dalam pengujian 9 perlakuan (genotipe) pada Tabel 5 dilakukan pada 4 kelompok (lokasi), maka diduga kemungkinan adanya pengaruh interaksi antara perlakuan (genotipe) dan kelompok (lokasi). Jika ada interaksi, maka modelnya adalah :

$$Y_{ijk} = \mu + \alpha_i + \beta_j + (\alpha\beta)_{ij} + \varepsilon_{ijk}$$

Untuk itu perlu dilakukan pengujian terhadap model di atas, sebab jika interaksi antara perlakuan (genotipe) dan kelompok (lokasi) berbentuk multiplikatif, maka model tidak bersifat aditif sehingga menyebabkan asumsi-asumsi Analisis Ragam tidak dipenuhi.

2) Menentukan Nilai Dugaan

Untuk melakukan pengujian terhadap model, ditentukan dahulu nilai dugaan dari parameter model aditif linearnya, yaitu penduga dari μ, α_i, β_j, yaitu :

a) $\hat{\mu} = \overline{Y}_{..} = \sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b} Y_{ij} / tr = (\sum_{i=1}^{9}\sum_{j=1}^{4} Y_{ij} / 9 \times 4) = (199{,}70/36) = 5{,}5472$

b) $\hat{\alpha}_i = \overline{Y}_{i.} - \overline{Y}_{..} = (\sum_{j=1}^{b} Y_{ij} / r) - \hat{\mu} = (\sum_{j=1}^{4} Y_{ij} / 4) - 5{,}5472$

c) $\hat{\beta}_j = \overline{Y}_{.j} - \overline{Y}_{..} = \sum_{i=1}^{a} Y_{ij} / t) - \hat{\mu} = (\sum_{i=1}^{9} Y_{ij} / 9) - 5{,}5472$

Tabel 6. Nilai $\overline{Y}_{i.} - \overline{Y}_{..}$ dan $\overline{Y}_{.j} - \overline{Y}_{..}$ bagi data daya hasil tanaman padi.

No.	Genotipe	Daya Hasil t/ha				Total	$\overline{Y}_{i.} - \overline{Y}_{..}$
		Bangkalan	Lamongan	Tuban	Bojonegoro		
1	Bondoyudo	4,72	4,54	7,17	4,38	20,81	-0,3447
2	Ngale I	4,14	5,10	8,54	4,91	22,69	0,1253
3	Slegreng	5,13	5,43	6,51	7,01	24,08	0,4728
4	Ciherang	3,75	5,29	7,87	6,04	22,95	0,1903
5	BC-3	3,95	5,07	7,95	5,07	22,04	-0,0372
6	Way Apo Buru	4,46	5,04	7,97	4,00	21,47	-0,1797
7	Towuti	3,56	4,59	7,98	5,94	22,07	-0,0297
8	Sintanur	5,09	4,70	7,31	6,22	23,32	0,2828
9	IR-64	3,59	5,22	7,58	3,88	20,27	-0,4797
	Total	38,39	44,98	68,88	47,45	199,70	
	$\overline{Y}_{.j} - \overline{Y}_{..}$	-1,2816	-0,5494	2,1061	-0,2750		

3) Memeriksa asumsi-asumsi Analisis Ragam Data Asli

Untuk memeriksa terpenuhi atau tidaknya asumsi-asumsi Analisis Ragam, maka dilakukan uji sebagai berikut :

a) Asumsi Keaditifan Pengaruh Utama Rancangan Acak Kelompok Lengkap

Untuk memeriksa asumsi ini digunakan uji Tukey, sebagai berikut :

1. Hipotesis

H_0 : Pengaruh utama perlakuan dan kelompok bersifat aditif

H_1 : Pengaruh utama perlakuan dan kelompok tidak bersifat aditif

2. Taraf nyata (α)

3. Perhitungan

a. Menghitung JK-JK yang terlibat

$$FK = (\sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b} Y_{ij}{}^2)/tr = (199{,}70)^2 / 9.4 = 1107{,}7803$$

$$JKT = \sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b} Y_{ij}{}^2 - FK$$

$= [(4{,}72)^2 + (4{,}14)^2 + \ldots + (3{,}88)^2] - 1107{,}7803$

$= 1181{,}9642 - 1107{,}7803$

$= 74{,}1839$

$$JKK = (\sum_{i=1}^{a}(\sum_{j=1}^{b} Y_{ij})^2 / t) - FK$$

$$= \frac{[(38{,}39)^2 + (44{,}98)^2 + (68{,}88)^2 + (47{,}45)^2]}{9} - 1107{,}7803$$

$= 1165{,}8833 - 1107{,}7803$

$= 58{,}1030$

JKP $= (\sum_{i=1}^{a}(\sum_{j=1}^{b} Y_{ij})^2 / r) - FK$

$= \dfrac{[(20,81)^2 + (22,69)^2 + (24,08)^2 + ... + (20,27)^2]}{4} - 1107,7803$

= 1110,7360 - 1107,7803

= 2,9557

Kemudian dari Tabel 6, akan dihitung :

$$Q = \sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b} Y_{ij}(\overline{Y}_{i.} - \overline{Y}..)(\overline{Y}._j - \overline{Y}..) = \text{-2,4356}$$

$$\sum_{i=1}^{a}(\overline{Y}_{i.} - \overline{Y}..)^2 = 6,4556$$

$$\sum_{j=1}^{b}(\overline{Y}._j - \overline{Y}..)^2 = 0,7389$$

$$JK_{\text{(non-aditivitas)}} = \frac{Q^2}{\sum_{i=1}^{a}(\overline{Y}_{i.} - \overline{Y}..)^2 \times \sum_{j=1}^{b}(\overline{Y}._j - \overline{Y}..)^2}$$

$$= \frac{(\text{-2,4356})^2}{(6,4556)(0,7389)}$$

$$= \frac{5,9321}{4,7700}$$

= 1,2436

JKG = JKT – JKK – JKP - JK(non aditivitas)

= 74,1839 - 58,1030 - 2,9557 - 1,2436

= 11,8816

Susunan Tabel Analisis Ragam adalah sebagai berikut :

Tabel 7. Analisis Ragam untuk uji Non-Aditivitas bagi data rata-rata daya hasil tanaman padi.

Sumber Keragaman	db	Jumlah Kuadrat (JK)	Kuadrat Tengah (KT)	F_{hit}
Perlakuan (genotipe)	8	2,9557	0,3695	2,4073
Kelompok (lokasi)	3	58,1030	19,3677	
NAT	1	1,2436	1,2436	
Galat	23	11,8816	0,5166	
Total	35	74,1839		

Dari Tabel 7 dapat diketahui bahwa nilai F_{hit} = 2,4073 lebih kecil dari $F_{0,05(1,23)}$ = 4,28. Hal ini berarti bahwa Ho diterima.

4. Kesimpulan:

   Dengan taraf nyata 0,05 dapat disimpulkan bahwa model bersifat aditif atau pengaruh perlakuan dan kelompok bersifat aditif. Hal ini berarti asumsi keaditifan pengaruh utama dalam Analisis Ragam dipenuhi.

b) Asumsi Kenormalan Data

Untuk memeriksa asumsi ini digunakan Uji Lilliefors. Langkah pengujiannya adalah sebagai berikut :

1. Hipotesis

   H_0 : sampel berasal dari populasi yang berdistribusi normal

   H_1 : sampel tidak berasal dari populasi yang berdistribusi normal

2. Taraf nyata (α) = 0,05

3. Perhitungan

Data sampel diurutkan dari yang terkecil, kemudian ditransformasikan ke dalam nilai baku $z_{ij} = \frac{Y_{ij} - \bar{y}}{s}$; $S(Z_{ij}) = \frac{i}{n}$;

Keterangan : Y_{ij} = data ke-i

$\bar{y}$ = rata-rata nilai data

s = simpangan baku data

$\bar{y}$ = 5,5472 dan s = 1,4559

Tabel 8. Hasil Perhitungan untuk uji kenormalan bagi data daya hasil tanaman padi.

No.	Y_{ij}	$z_{ij} = \frac{Y_{ij} - \bar{y}}{s}$	$F_0(Z_{ij})$	$S(Z_{ij})$	$\lvert S(Z_{ij}) - F_0(Z_{ij}) \rvert$
1	3,56	-1,36	0,087	0,028	|-0.059| = 0,059
2	3,59	-1,34	0,090	0,056	|-0.034| = 0,034
3	3,75	-1,23	0,109	0,083	|-0.026| = 0,026
4	3,88	-1,15	0,125	0,111	|-0.014| = 0,014
5	3,95	-1,10	0,136	0,139	0,003
6	4,00	-1,06	0,145	0,167	0,022
7	4,14	-0,97	0,166	0,194	0,028
8	4,38	-0,80	0,212	0,222	0,010
9	4,46	-0,75	0,227	0,250	0,023
10	4,54	-0,69	0,245	0,278	0,033
11	4,59	-0,66	0,255	0,306	0,051
12	4,70	-0,58	0,281	0,333	0,052
13	4,72	-0,57	0,284	0,361	0,077
14	4,91	-0,44	0,330	0,389	0,059
15	5,04	-0,35	0,363	0,417	0,054
16	5,07	-0,33	0,371	0,444	0,073
17	5,07	-0,33	0,371	0,472	0,101
18	5,09	-0,31	0,378	0,500	0,122
19	5,10	-0,31	0,378	0,528	0,150
20	5,13	-0,29	0,386	0,556	0,170
21	5,22	-0,22	0,413	0,583	0,170

22	5,29	-0,18	0,429	0,611	0,182 *
23	5,43	-0,08	0,468	0,639	0,171
24	5,94	0,27	0,606	0,667	0,061
25	6,04	0,34	0,633	0,694	0,061
26	6,22	0,46	0,677	0,722	0,045
27	6,51	0,66	0,745	0,750	0,005
28	7,01	1,00	0,841	0,778	|-0.063| = 0,063
29	7,17	1,11	0,867	0,806	|-0.061| = 0,061
30	7,31	1,21	0,887	0,833	|-0.054| = 0,054
31	7,58	1,40	0,919	0,861	|-0.058| = 0,058
32	7,87	1,60	0,945	0,889	|-0.056| = 0,056
33	7,95	1,65	0,951	0,917	|-0.034| = 0,034
34	7,97	1,66	0,952	0,944	|-0.008| = 0,008
35	7,98	1,67	0,953	0,972	0,019
36	8,54	2,06	0,980	1,000	0,020

dengan n = 36 dan taraf nyata $\alpha = 0{,}05$ maka berdasarkan nilai kritis untuk uji Lilliefors diperoleh L tabel = 0,381.

4. Kesimpulan :

   Karena D = 0,182 < L tabel = 0,381 maka H_0 diterima, artinya sampel berasal dari populasi yang berdistribusi normal. Hal ini berarti asumsi kenormalan data dalam Analisis Ragam dipenuhi.

b) Asumsi Kehomogenan Ragam

Untuk memeriksa asumsi ini digunakan Uji Bartlett. Langkah pengujiannya adalah sebagai berikut :

1. Hipotesis

   H_0 : $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \ldots = \sigma_9^2$ (ragam dari semua perlakuan sama)

   H_1 : paling sedikit satu dari ragam perlakuan tidak sama.

2. Taraf nyata (α)

3. Perhitungan

Tabel 9. Hasil Perhitungan untuk uji kehomogenan ragam bagi data daya hasil tanaman padi.

No.	Genotipe	db	1/db	s_i^2	log s_i^2	(db) log s_i^2	db · s_i^2
1	Bondoyudo	3	0,33	1,7398	0,2405	0,7215	5,2194
2	Ngale I	3	0,33	3,8268	0,5828	1,7484	11,4804
3	Slegreng	3	0,33	0,7868	-0,1041	-0,3123	2,3604
4	Ciherang	3	0,33	2,9298	0,4668	1,4004	8,7894
5	BC-3	3	0,33	2,9248	0,4661	1,3983	8,7744
6	Way Apo Buru	3	0,33	3,1913	0,5040	1,5120	9,5739
7	Towuti	3	0,33	3,6448	0,5617	1,6851	10,9344
8	Sintanur	3	0,33	1,3890	0,1427	0,4281	4,1670
9	IR-64	3	0,33	3,3097	0,5198	1,5594	9,9291
	Total	27	2,97	23,7428	3,3803	10,1409	71,2284

Ragam dari 9 perlakuan (genotipe) di atas adalah :

$$s^2 = \frac{3(1,7398) + 3(3,8268) + \ldots + 3(3,3097)}{36 - 9}$$

$$= \frac{71,2284}{27}$$

$$= 2,6381$$

sehingga log s^2 = log 2,6381 = 0,4213 dan

$$\Sigma_i (r_i - 1)\log(s^2) = 27(0,4213) = 11,3749$$

Jadi, $\chi^2 = 2,3026 \left\{\left(\Sigma_i (r_i - 1)\log(s^2) - \Sigma_i (r_i - 1)\log(s_i{}^2)\right)\right\}$

$= 2,3026\ (11,3749 - 10,1409)$

$= 2,3026\ (1,2340)$

$= 2,8414$

Sedangkan $\chi^2{}_{\alpha,k-1}$, = $\chi^2{}_{0,05;8} = 15,507$

karena $\chi^2 = 2,8414 \leq \chi^2{}_{\alpha,k-1} = 15,507$ maka H_0 diterima artinya ragam homogen.

4. Kesimpulan

Dengan taraf nyata 0,05 dapat disimpulkan bahwa ragam homogen. Hal ini berarti asumsi kehomogenen ragam dalam Analisis Ragam dipenuhi.

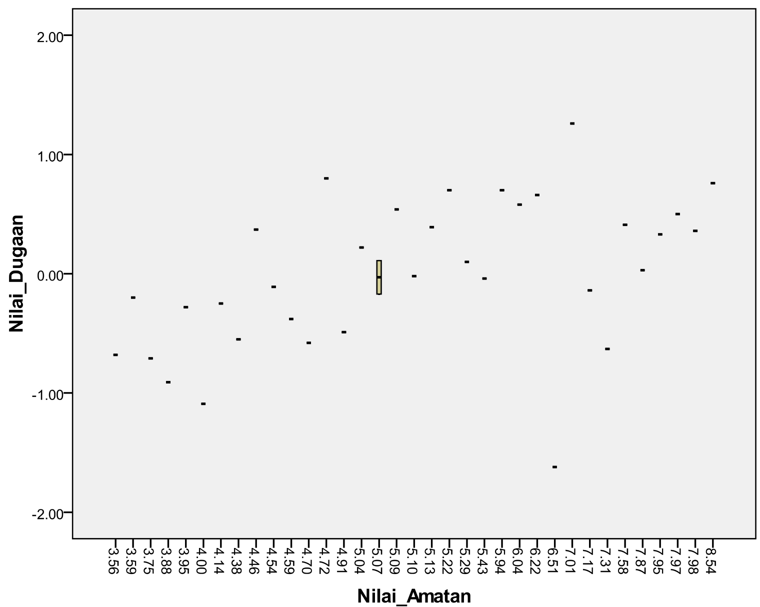
c) Asumsi Kebebasan galat percobaan dengan yang lainnya.

Untuk mengetahui terpenuhi atau tidaknya kebebasan galat percobaan dengan yang lainnya, maka dapat dilihat dari plot antara nilai dugaan galat percobaan ($\hat{\varepsilon}_{ij}$) dengan nilai amatan (Y_{ij}). Untuk itu dihitung dahulu nilai dugaan galat ($\hat{\varepsilon}_{ij}$). Karena model aditif linear yang digunakan adalah $Y_{ij} = \mu + \tau_i + \beta_j + \varepsilon_{ij}$, maka penduga kuadrat terkecil untuk $\hat{\varepsilon}_{ij}$ adalah $\hat{\varepsilon}_{ij} = Y_{ij} - \bar{Y}_{i.} - \bar{Y}_{.j} + \bar{Y}_{..}$, kemudian hasilnya disajikan dalam Tabel 10.

Tabel 10. Nilai Dugaan Galat Percobaan ($\hat{\varepsilon}_{ij}$) bagi data daya hasil tanaman padi.

No.	Genotipe	Lokasi			
		Bangkalan	Lamongan	Tuban	Bojonegoro
1	Bondoyudo	0,80	-0,11	-0,14	-0,55
2	Ngale I	-0,25	-0,02	0,76	-0,49
3	Slegreng	0,39	-0,04	-1,62	1,26
4	Ciherang	-0,71	0,10	0,03	0,58
5	BC-3	-0,28	0,11	0,33	-0,17
6	Way Apo Buru	0,37	0,22	0,50	-1,09
7	Towuti	-0,68	-0,38	0,36	0,70
8	Sintanur	0,54	-0,58	-0,63	0,66
9	IR-64	-0,20	0,70	0,41	-0,91

Kemudian dengan bantuan Program SPSS 17 dibuat plot antara nilai dugaan galat percobaan ($\hat{\varepsilon}_{ij}$) dengan nilai amatan (Y_{ij}) untuk mengetahui kebebasan galat percobaan.



Gambar 2. Grafik Nilai Amatan (Y_{ij}) terhadap Nilai Dugaan Galat Percobaan ($\hat{\varepsilon}_{ij}$) bagi data rata-rata daya hasil tanaman padi.

Dari Gambar 2 dapat dilihat titik-titik bahwa sisaan berfluktuasi secara acak disekitar nol maka dapat dikatakan bahwa galat percobaan menyebar bebas. Hal ini berarti asumsi kebebasan galat-galat percobaan dalam Analisis Ragam dipenuhi.

Berdasarkan beberapa perhitungan data di atas bahwa uji asumsi Analisis Ragam sudah dipenuhi, sehingga dapat dilakukan analisis lanjutan dengan menggunakan Analisis *AMMI*.

Analisis *AMMI* sangat berguna dalam menentukan genotipe-genotipe yang beradaptasi stabil di semua lokasi maupun genotipe-genotipe yang spesifik atau berinteraksi khas dengan lokasi tertentu. Oleh karena itu, akan dilakukan analisis *AMMI* dengan menggunakan bantuan *software SPSS* dan *Minitab*.

2. Analisis Ragam (*Analysis of Variance*/*ANOVA)*

Perhitungan Analisis Ragam untuk pengujian data daya hasil tanaman padi adalah sebagai berikut :

FK $= (\Sigma_i \Sigma_j Y_{ij})^2$ / tr = $(199{,}70)^2$ / 9.4 = 1107,7803

JK Total $= \Sigma_i \Sigma_j Y_{ij}{}^2 - FK$

$= [(4{,}72)^2 + (4{,}14)^2 + \ldots + (3{,}88)^2] - 1107{,}7803$

= 1181,9642 - 1107,7803

= 74,1839

JK Genotipe $= (\Sigma_i (\Sigma_j Y_{ij})^2 / r) - FK$

$$= \frac{[(20{,}81)^2 + (22{,}69)^2 + (24{,}08)^2 + \ldots + (20{,}27)^2]}{4} - 1107{,}7803$$

= 1110,7360 - 1107,7803

= 2,9557

JK Lokasi $= (\Sigma_i (\Sigma_j Y_{ij})^2 / t) - FK$

$$= \frac{[(38{,}39)^2 + (44{,}98)^2 + (68{,}88)^2 + (47{,}45)^2]}{9} - 1107{,}7803$$

= 1165,8833 - 1107,7803

= 58,1030

Tabel 11. *Output* SPSS *Tests of Between-Subjects Effects* pada data daya hasil tanaman padi.

Dependent Variable : Daya_hasil

Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Corrected Model	61.059[a]	11	5.551	10.150	0.000
	1107.780	1	1107.780	2025.615	0.000
genotipe	2.956	8	0.369	0.676	0.708
lokasi	58.103	3	19.368	35.414	0.000
Error	13.125	24	0.547		
Total	1181.964	36			
Corrected Total	74.184	35			

a. R Squared = .823 (Adjusted R Squared = .742)

Analisis :

- Hipotesis :
  - Untuk faktor genotipe

    H_0: Rata-rata besarnya daya hasil seluruh genotipe tanaman padi pada responden lokasi Bangkalan, Lamongan, Tuban, dan Bojonegoro relatif sama.

    H_1: Rata-rata besarnya daya hasil seluruh genotipe tanaman padi pada responden lokasi Bangkalan, Lamongan, Tuban, dan Bojonegoro jelas berbeda.

  - Untuk faktor lokasi

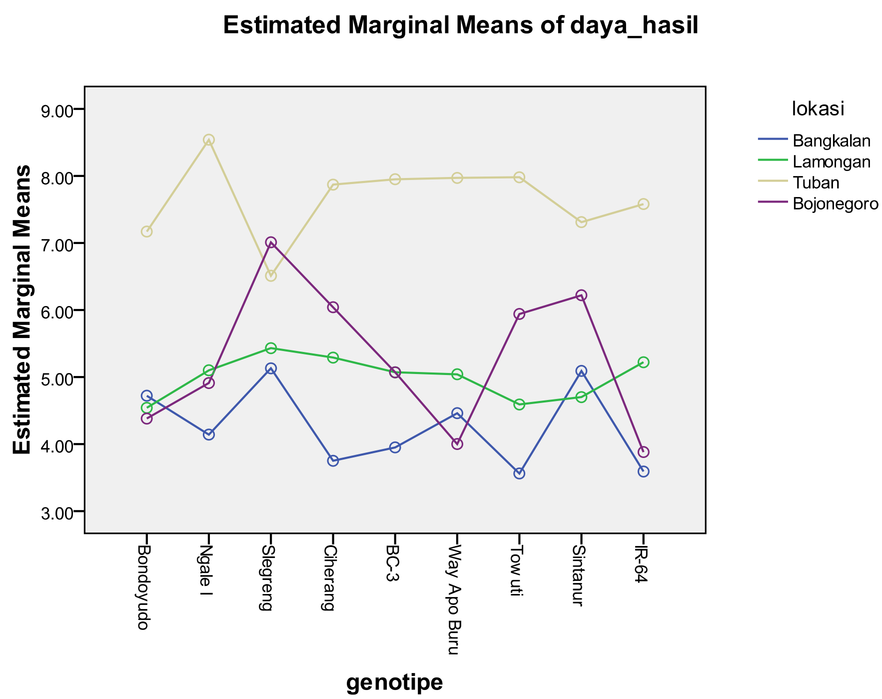
    H_0 : Rata-rata besarnya daya hasil tanaman padi di empat lokasi pada responden seluruh genotipe relatif sama.

H_1 : Rata-rata besarnya daya hasil tanaman padi di empat lokasi pada responden seluruh genotipe jelas berbeda.

- Kriteria pengambilan keputusan untuk faktor genotipe dan lokasi :
  - Jika angka Signifikansi (Sig.) > 0,05, maka H_0 diterima
  - Jika angka Signifikansi (Sig.) < 0,05, maka H_0 ditolak

- Output :
  - Pada baris genotipe, terlihat angka sig. (signifikansi) adalah 0,708 yang berada di atas 0,05. Hal ini berarti H_0 diterima artinya rata-rata besarnya daya hasil seluruh genotipe tanaman padi pada responden lokasi Bangkalan, Lamongan, Tuban, dan Bojonegoro relatif sama.
  - Pada baris lokasi, terlihat angka sig. (signifikansi) adalah 0,00 yang berada di bawah 0,05. Hal ini berarti H_0 ditolak artinya lokasi tempat percobaan membedakan besarnya daya hasil tanaman padi. Hal tersebut mungkin saja responden yang ada di lokasi Tuban mempunyai daya hasil yang lebih besar daripada di lokasi lain atau ada kemungkinan yang lain.

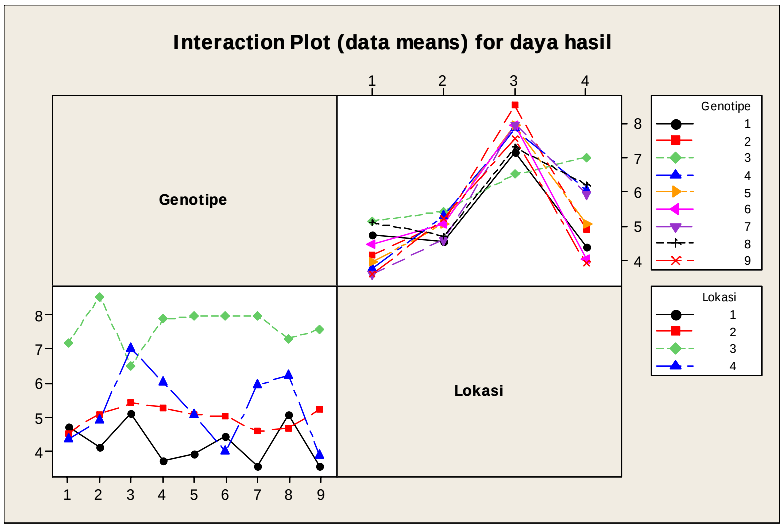
Berdasarkan analisis ragam percobaan rancangan acak kelompok lengkap bahwa data daya hasil tanaman padi tersebut tidak terdapat interaksi antara genotipe dengan lokasi, tetapi dilihat melalui gambaran Plot ternyata terdapat interaksi antara genotipe dengan lokasi. Gambaran interaksi dua faktor antara faktor genotipe dan faktor lokasi tersebut adalah sebagai berikut :



Gambar 3. Grafik *Estimated Marginal Means* atau rata-rata daya hasil tanaman padi.

Berdasarkan Gambar 3, garis Tuban berada di bagian teratas, sedangkan garis Bangkalan cenderung berada di bawah. Garis Bojonegoro dan Lamongan cenderung berada di bagian tengah, walaupun genotipe Way Apo Buru pada lokasi Bojonegoro berada di bawah garis Bangkalan. Oleh karena ada pola yang tidak jelas, di mana keempat garis relatif bersentuhan, dan tidak sejajar, maka dapat dikatakan ada interaksi diantara keempat lokasi tersebut.

Dengan demikian dapat ditafsir bahwa dari keseluruhan genotipe, responden lokasi Tuban mempunyai daya hasil yang paling tinggi, sedangkan responden lokasi Bangkalan cenderung mempunyai daya hasil paling sedikit dibandingkan lokasi yang lainnya. Karena Garis-garis yang ada cenderung bertumpang tindih dan berpotongan satu dengan yang lain, maka dapat dikatakan bahwa terdapat interaksi antara genotipe dengan lokasi.



Gambar 5. *Interaction Plot (data means) for* daya hasil tanaman padi.

Berdasarkan Gambar 5 kedua garis genotipe dan lokasi tidak parallel, hal ini menunjukkan adanya interaksi antara genotipe dengan lokasi. Karena terdapat interaksi antara genotipe dengan lokasi maka akan dilanjutkan dengan Analisis *AMMI*. Prosedur *AMMI* model tetap adalah sebagai berikut :

1. Penguraian Bilinier Pengaruh Interaksi

Langkah :

a. Menyusun pengaruh interaksi dalam bentuk matriks dengan faktor genotipe (baris) x lokasi (kolom), sehingga matriks berordo 9×4. Dalam kasus ini 9 adalah banyaknya perlakuan, sedangkan 4 adalah banyaknya kelompok.

$$\boldsymbol{\gamma} = \begin{bmatrix} 4,72 & 4,54 & 7,17 & 4,38 \\ 4,14 & 5,10 & 8,54 & 4,91 \\ 5,13 & 5,43 & 6,51 & 7,01 \\ 3,75 & 5,29 & 7,87 & 6,04 \\ 3,95 & 5,07 & 7,95 & 5,07 \\ 4,46 & 5,04 & 7,97 & 4,00 \\ 3,56 & 4,59 & 7,98 & 5,94 \\ 5,09 & 4,70 & 7,31 & 6,22 \\ 3,59 & 5,22 & 7,58 & 3,88 \end{bmatrix}$$

b. Penguraian bilinier terhadap matriks pengaruh interaksi genotipe dan lokasi dengan menggunakan *Principal Component Analysis (PCA).*

$$\gamma_{ge} = \sum_{j=k}^{n} \lambda_k \varphi_{gk} \rho_{ek} + \delta_{gk}$$

$$= \lambda_1 \varphi_{g1} \rho_{e1} + \lambda_2 \varphi_{g2} \rho_{e2} + \ldots + \lambda_n \varphi_{gn} \rho_{en} + \delta_{ge}$$

3. Analisis Komponen Utama (*Principal Component Analysis/PCA)*

Berdasarkan matriks $\boldsymbol{\gamma}$ akan dicari nilai eigen dan vektor eigen melalui prosedur Analisis Komponen Utama (*Principal Component Analysis/PCA)* untuk memperoleh matriks kovarians. Langkah-langkahnya adalah sebagai berikut :

$$X = \begin{bmatrix} 4,72 & 4,54 & 7,17 & 4,38 \\ 4,14 & 5,10 & 8,54 & 4,91 \\ 5,13 & 5,43 & 6,51 & 7,01 \\ 3,75 & 5,29 & 7,87 & 6,04 \\ 3,95 & 5,07 & 7,95 & 5,07 \\ 4,46 & 5,04 & 7,97 & 4,00 \\ 3,56 & 4,59 & 7,98 & 5,94 \\ 5,09 & 4,70 & 7,31 & 6,22 \\ 3,59 & 5,22 & 7,58 & 3,88 \end{bmatrix}$$

$$\bar{x}_1 = \frac{1}{9}\sum_{j=1}^{9} x_{j1} = \frac{1}{9}(4,72 + 4,14 + 5,13 + \cdots + 3,59) = 4,27$$

$$\bar{x}_2 = \frac{1}{9}\sum_{j=1}^{9} x_{j2} = \frac{1}{9}(4,54 + 5,10 + 5,43 + \cdots + 5,22) = 5,00$$

$$\bar{x}_3 = \frac{1}{9}\sum_{j=1}^{9} x_{j3} = \frac{1}{9}(7,17 + 8,54 + 6,51 + \cdots + 7,58) = 7,65$$

$$\bar{x}_4 = \frac{1}{9}\sum_{j=1}^{9} x_{j4} = \frac{1}{9}(4,38 + 4,91 + 7,01 + \cdots + 3,88) = 5,27$$

sehingga

$$\bar{x} = \begin{bmatrix} \bar{x}_1 \\ \bar{x}_2 \\ \bar{x}_3 \\ \bar{x}_4 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 4,27 \\ 5,00 \\ 7,65 \\ 5,27 \end{bmatrix}$$

$$S_{11} = \frac{1}{n-1}\sum_{j=1}^{9} (x_{j1} - \bar{x}_1)^2$$

$$= \frac{1}{9-1}((4,72 - 4,27)^2 + (4,14 - 4,27)^2 + (5,13 - 4,27)^2 + \cdots + (3,59 - 4,27)^2)$$

$$= \frac{1}{8}((0,45)^2 + (-0,13)^2 + (0,86)^2 + \cdots + (-0,68)^2)$$

$$= \frac{1}{8}(3,0068)$$

$$= 0,3758$$

$$S_{22} = \frac{1}{n-1}\sum_{j=1}^{9}(x_{j2} - \bar{x}_2)^2$$

$$= \frac{1}{9-1}((4,54 - 5,00)^2 + (5,10 - 5,00)^2 + (5,43 - 5,00)^2 + \cdots + (5,22 - 5,00)^2)$$

$$= \frac{1}{8}((-0,46)^2 + (0,1)^2 + (0,43)^2 + \cdots + (0,22)^2)$$

$$= \frac{1}{8}(0,8036)$$

$$= 0,1004$$

$$S_{33} = \frac{1}{n-1}\sum_{j=1}^{9}(x_{j3} - \bar{x}_3)^2$$

$$= \frac{1}{9-1}((7,17 - 7,65)^2 + (8,54 - 7,65)^2 + (6,51 - 7,65)^2 + \cdots + (7,58 - 7,65)^2)$$

$$= \frac{1}{8}((-0,48)^2 + (0,89)^2 + (-1,14)^2 + \cdots + (-0,07)^2)$$

$$= \frac{1}{8}(2,7923)$$

$$= 0,3490$$

$$S_{44} = \frac{1}{n-1}\sum_{j=1}^{9}(x_{j4} - \bar{x}_4)^2$$

$$= \frac{1}{9-1}((4,38 - 5,27)^2 + (4,91 - 5,27)^2 + (7,01 - 5,27)^2 + \cdots + (3,88 - 5,27)^2)$$

$$= \frac{1}{8}((-0,89)^2 + (-0,36)^2 + (1,74)^2 + \cdots + (-1,39)^2)$$

$$= \frac{1}{8}(9,4786)$$

$$= 1,1848$$

$$S_{12} = \frac{1}{n-1}\sum_{j=1}^{9}(x_{j1} - \overline{x}_1)(x_{j2} - \overline{x}_2)$$

$$= \frac{1}{9-1}((4{,}72 - 4{,}27)(4{,}54 - 5{,}00) + (4{,}14 - 4{,}27)(5{,}10 - 5{,}00) + \cdots + (3{,}59 - 4{,}27)(5{,}22 - 5{,}00))$$

$$= \frac{1}{8}((0{,}45)(-0{,}46) + (-0{,}13)(0{,}1) + \cdots + (-0{,}68)(0{,}22))$$

$$= \frac{1}{8}(-0{,}207) + (-0{,}013) + \cdots + (-0{,}1496)$$

$$= \frac{1}{8}(-0{,}1203)$$

$$= -\,0{,}0150$$

$$S_{12} = S_{21}$$

$$S_{13} = \frac{1}{n-1}\sum_{j=1}^{9}(x_{j1} - \overline{x}_1)(x_{j3} - \overline{x}_3)$$

$$= \frac{1}{9-1}((4{,}72 - 4{,}27)(7{,}17 - 7{,}65) + (4{,}14 - 4{,}27)(8{,}54 - 7{,}65) + \cdots + (3{,}59 - 4{,}27)(7{,}58 - 7{,}65))$$

$$= \frac{1}{8}((0{,}45)(-0{,}48) + (-0{,}13)(0{,}89) + \cdots + (-0{,}68)(-0{,}07))$$

$$= \frac{1}{8}(-0{,}216) + (-0{,}1157) + \cdots + (0{,}0476)$$

$$= \frac{1}{8}(-1{,}9272)$$

$$= -\,0{,}2409$$

$S_{13} = S_{31}$

$$S_{14} = \frac{1}{n-1}\sum_{j=1}^{9}(x_{j1} - \bar{x}_1)(x_{j4} - \bar{x}_4)$$

$$= \frac{1}{9-1}((4{,}72-4{,}27)(4{,}38-5{,}27)+(4{,}14-4{,}27)(4{,}91-5{,}27)+\cdots+(3{,}59-4{,}27)(3{,}88-5{,}27))$$

$$= \frac{1}{8}((0{,}45)(-0{,}89)+(-0{,}13)(-0{,}36)+\cdots+(-0{,}68)(-1{,}39))$$

$$= \frac{1}{8}(-0{,}4005)+(0{,}0468)+\cdots+(0{,}9452)$$

$$= \frac{1}{8}(1{,}8135)$$

$$= 0{,}2267$$

$S_{14} = S_{41}$

$$S_{23} = \frac{1}{n-1}\sum_{j=1}^{9}(x_{j2} - \bar{x}_2)(x_{j3} - \bar{x}_3)$$

$$= \frac{1}{9-1}((4{,}54-5{,}00)(7{,}17-7{,}65)+(5{,}10-5{,}00)(8{,}54-7{,}65)+\cdots+(5{,}22-5{,}00)(7{,}58-7{,}65))$$

$$= \frac{1}{8}((-0{,}46)(-0{,}48)+(0{,}1)(0{,}89)+\cdots+(0{,}22)(-0{,}07))$$

$$= \frac{1}{8}((0{,}2208)+(0{,}089)+\cdots+(-0{,}0154)$$

$$= \frac{1}{8}(-0{,}1315)$$

$$= -\,0{,}0164$$

$S_{23} = S_{32}$

$$S_{24} = \frac{1}{n-1}\sum_{j=1}^{9}(x_{j2} - \bar{x}_2)(x_{j4} - \bar{x}_4)$$

$$= \frac{1}{9-1}((4{,}54 - 5{,}00)(4{,}38 - 5{,}27) + (5{,}10 - 5{,}00)(4{,}91 - 5{,}27) + \cdots + (5{,}22 - 5{,}00)(3{,}88 - 5{,}27))$$

$$= \frac{1}{8}((-0{,}46)(-0{,}89) + (0{,}1)(-0{,}36) + \cdots + (0{,}22)(-1{,}39))$$

$$= \frac{1}{8}((0{,}4094) + (-0{,}036) + \cdots + (-0{,}3058)$$

$$= \frac{1}{8}(0{,}4146)$$

$$= 0{,}0518$$

$$S_{24} = S_{42}$$

$$S_{34} = \frac{1}{n-1}\sum_{j=1}^{9}(x_{j3} - \bar{x}_3)(x_{j4} - \bar{x}_4)$$

$$= \frac{1}{9-1}((7{,}17 - 7{,}65)(4{,}38 - 5{,}27) + (8{,}54 - 7{,}65)(4{,}91 - 5{,}27) + \cdots + (7{,}58 - 7{,}65)(3{,}88 - 5{,}27))$$

$$= \frac{1}{8}((-0{,}48)(-0{,}89) + (0{,}89)(-0{,}36) + \cdots + (-0{,}07)(-1{,}39))$$

$$= \frac{1}{8}((0{,}4272) + (-0{,}3204) + \cdots + (0{,}0973)$$

$$= \frac{1}{8}(-2{,}1784)$$

$$= -0{,}2723$$

$$S_{34} = S_{43}$$

Jadi matriks kovariansnya adalah :

$$S_{(pxp)} = \begin{bmatrix} S_{11} & S_{12} & S_{13} & S_{14} \\ S_{21} & S_{22} & S_{23} & S_{24} \\ S_{31} & S_{32} & S_{33} & S_{34} \\ S_{41} & S_{42} & S_{43} & S_{44} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,3758 & -0,0150 & -0,2409 & 0,2267 \\ -0,0150 & 0,1004 & -0,0164 & 0,0518 \\ -0,2409 & -0,0164 & 0,3490 & -0,2723 \\ 0,2267 & 0,0518 & -0,2723 & 1,1848 \end{bmatrix}$$

Untuk mencari Skor Komponen Utama, maka langkah-langkahnya adalah sebagai berikut :

$$S = \begin{bmatrix} 0,3758 & -0,0150 & -0,2409 & 0,2267 \\ -0,0150 & 0,1004 & -0,0164 & 0,0518 \\ -0,2409 & -0,0164 & 0,3490 & -0,2723 \\ 0,2267 & 0,0518 & -0,2723 & 1,1848 \end{bmatrix}$$

a. Iterasi Pertama

Menentukan matriks S^2 adalah :

$$S^2 = \begin{bmatrix} 0,2509 & 0,0086 & 0,2361 & 0,4186 \\ 0,0086 & 0,0133 & -0,0179 & 0,0676 \\ 0,2361 & -0,0179 & 0,2542 & -0,4731 \\ 0,4186 & 0,0676 & -0,4731 & 1,5320 \end{bmatrix}$$

Untuk mencari a'_1 dan λ_1, ditentukan vektor awal dengan mempertimbangkan struktur matriks S, untuk itu ditentukan :

$$a'_0 = [1,0000 \quad -1,0000 \quad -1,0000 \quad 1,0000]$$

$$a'_0 S^2 = [0,9142 \quad -0,0716 \quad 0,0007 \quad 1,5451]$$

Elemen terbesar dari $a'_0 S^2$ adalah 1,5451, kemudian dibakukan melalui pembagian dengan elemen terbesar sehingga diperoleh hasil iterasi pertama sebagai berikut :

$$[0,5917 \quad -0,0463 \quad 0,0004 \quad 1,0000]$$

b. Iterasi Kedua

Menentukan matriks S^4 adalah :

$$S^4 = \begin{bmatrix} 0,2940 & 0,0263 & -0,0789 & 0,6352 \\ 0,0263 & 0,0051 & -0,0347 & 0,1165 \\ -0,0789 & -0,0347 & 0,3445 & -0,7474 \\ 0,6352 & 0,1165 & -0,7474 & 2,7506 \end{bmatrix}$$

$$a_0^{'} = [1,0000 \quad -1,0000 \quad -1,0000 \quad 1,0000]$$

$$a_0^{'}S^4 = [0,8766 \quad -0,1132 \quad 0,5165 \quad 2,7549]$$

Elemen terbesar dari $a_0^{'}S^4$ adalah 2,7549, kemudian dibakukan melalui pembagian dengan elemen terbesar sehingga diperoleh hasil iterasi kedua sebagai berikut :

$$[0,3182 \quad -0,0411 \quad 0,1875 \quad 1,0000]$$

c. Iterasi ketiga

Menentukan matriks S^8 adalah :

$$S^8 = \begin{bmatrix} 0,4968 & 0,0846 & -0,5260 & 1,9960 \\ 0,0846 & 0,0155 & -0,1013 & 0,3637 \\ -0,5260 & -0,1013 & 0,6847 & -2,3674 \\ 1,9960 & 0,3637 & -2,3674 & 8,5414 \end{bmatrix}$$

$$a_0^{'} = [1,0000 \quad -1,0000 \quad -1,0000 \quad 1,0000]$$

$$a_0^{'}S^8 = [2,0514 \quad -0,3625 \quad 2,3100 \quad 8,5337]$$

Elemen terbesar dari $a_0^{'}S^8$ adalah 8,5337, kemudian dibakukan melalui pembagian dengan elemen terbesar sehingga diperoleh hasil iterasi ketiga sebagai berikut :

$$[0,2404 \quad -0,0425 \quad 0,2707 \quad 1,0000]$$

c. Iterasi keempat

Menentukan matriks S^{16} adalah :

$$S^{16} = \begin{bmatrix} 4,5146 & 0,8226 & -5,3554 & 19,3163 \\ 0,8226 & 0,1499 & -0,9764 & 3,5208 \\ -5,3554 & -0,9764 & 6,3603 & -22,9286 \\ 19,3163 & 3,5208 & -22,9286 & 82,6764 \end{bmatrix}$$

$$a_0' = [1,0000 \quad -1,0000 \quad -1,0000 \quad 1,0000]$$

$$a_0' S^{16} = [19,2981 \quad -3,5169 \quad 22,9001 \quad 82,5849]$$

Elemen terbesar dari $a_0' S^{16}$ adalah 82,5849, kemudian dibakukan melalui pembagian dengan elemen terbesar sehingga diperoleh hasil iterasi keempat sebagai berikut :

$$[0,2336 \quad -0,0426 \quad 0,2773 \quad 1,0000]$$

d. Iterasi kelima

Menentukan matriks S^{32} adalah :

$$S^{32} = \begin{bmatrix} 422,8580 & 77,0748 & -501,9383 & 1809,8955 \\ 77,0748 & 14,0485 & -91,4889 & 329,8919 \\ -501,9383 & -91,4889 & 595,8078 & -2148,3711 \\ 1809,8955 & 329,8919 & -2148,3711 & 7746,6233 \end{bmatrix}$$

$$a_0' = [1,0000 \quad -1,0000 \quad -1,0000 \quad 1,0000]$$

$$a_0' S^{32} = [1807,8900 \quad -329,5263 \quad 2145,9905 \quad 7738,0396]$$

Elemen terbesar dari $a_0' S^{32}$ adalah 7738,0396, kemudian dibakukan melalui pembagian dengan elemen terbesar sehingga diperoleh hasil iterasi kelima sebagai berikut :

$$[0,2336 \quad -0,0426 \quad 0,2773 \quad 1,0000]$$

Karena hasil iterasi ke-4 dan ke-5 sama, maka proses iterasi dihentikan. Kemudian hasil iterasi dinormalkan agar berlaku $a_1^{'}a_1 = 1$. Vektor normal $a_1^{'}$ ditentukan sebagai berikut :

$$a_{11} = \frac{0,2336}{\sqrt{(0,2336)^2 + (-0,0426)^2 + (0,2773)^2 + (1,0000)^2}} = \frac{0,2336}{1,0645} = 0,2194$$

$$a_{21} = \frac{-0,0426}{\sqrt{(0,2336)^2 + (-0,0426)^2 + (0,2773)^2 + (1,0000)^2}} = \frac{-0,0426}{1,0645} = -0,0400$$

$$a_{31} = \frac{0,2773}{\sqrt{(0,2336)^2 + (-0,0426)^2 + (0,2773)^2 + (1,0000)^2}} = \frac{0,2773}{1,0645} = 0,2605$$

$$a_{41} = \frac{1,0000}{\sqrt{(0,2336)^2 + (-0,0426)^2 + (0,2773)^2 + (1,0000)^2}} = \frac{1,0000}{1,0645} = 0,9394$$

Dengan demikian diperoleh vektor normal $a_1^{'}$ sebagai berikut :

$$a_1^{'} = \begin{bmatrix} 0,2194 & -0,0400 & 0,2605 & 0,9394 \end{bmatrix}$$

Vektor eigen normal $a_1^{'}$ harus memenuhi persamaan linier berikut :

$0,2194(1- \lambda_1) - 0,0400\ r_{12} + 0,2605\ r_{13} + 0,9394\ r_{14} = 0$

$0,2194 - 0,2194\,\lambda_1 - 0,0400\ (-0,0150) + 0,2605\ (-0,2409) + 0,9394\ (0,2267) = 0$

$0,2194 + 0,0006 - 0,0627 + 0,2130 = 0,2194\,\lambda_1$

$0,3703 = 0,2194\,\lambda_1$

$\lambda_1 = 1,6878$

Dari perhitungan di atas, maka diperoleh komponen utama pertama Y_1 yaitu :

$Y_1 = 0{,}2194\ x_1 - 0{,}0400\ x_2 + 0{,}2605\ x_3 + 0{,}9394\ x_4$

$\lambda_1 = 1{,}6878$

Dengan demikian dapat disimpulkan bahwa komponen utama pertama telah mampu menerangkan keragaman total daya hasil tanaman padi sebesar 1,6878/4,0000 = 0,4219 atau 42,19 %. Sehingga hasil nilai skor komponen utama pertama (*IPCA-1*) adalah sebagai berikut :

Tabel 12. Nilai Skor Komponen Utama Pertama

No.	Genotipe	Daya Hasil t/ha				Rata-rata	*IPCA-1*
		Bangkalan	Lamongan	Tuban	Bojonegoro		
1	Bondoyudo	4,72	4,54	7,17	4,38	5,20	6,8363
2	Ngale I	4,14	5,10	8,54	4,91	5,67	7,5414
3	Slegreng	5,13	5,43	6,51	7,01	6,02	9,1894
4	Ciherang	3,75	5,29	7,87	6,04	5,74	8,3353
5	BC-3	3,95	5,07	7,95	5,07	5,51	7,4976
6	Way Apo Buru	4,46	5,04	7,97	4,00	5,37	6,6107
7	Towuti	3,56	4,59	7,98	5,94	5,52	8,2563
8	Sintanur	5,09	4,70	7,31	6,22	5,83	8,6761
9	IR-64	3,59	5,22	7,58	3,88	5,07	6,1983
	Rata-rata	4,27	5,00	7,65	5,27		

Untuk menentukan Skor Komponen Kedua dipergunakan matriks kovarians sisaan (residual) pertama S_1 yang besarnya adalah :

$$S_1 = S - \lambda_1 a_1 a_1^{'}$$

$$S_1 = \begin{bmatrix} 0{,}3758 & -0{,}0150 & -0{,}2409 & 0{,}2267 \\ -0{,}0150 & 0{,}1004 & -0{,}0164 & 0{,}0518 \\ -0{,}2409 & -0{,}0164 & 0{,}3490 & -0{,}2723 \\ 0{,}2267 & 0{,}0518 & -0{,}2723 & 1{,}1848 \end{bmatrix} - 1{,}6878 \begin{bmatrix} 0{,}2194 \\ -0{,}0400 \\ 0{,}2605 \\ 0{,}9394 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0{,}2194 & -0{,}0400 & 0{,}2605 & 0{,}9394 \end{bmatrix}$$

$$S_1 = \begin{bmatrix} 0,2945 & -0,0001 & -0,3374 & -0,1212 \\ -0,0001 & 0,0977 & 0,0012 & 0,1152 \\ -0,3374 & 0,0012 & 0,2345 & -0,6853 \\ -0,1212 & 0,1152 & -0,6853 & -0,3046 \end{bmatrix}$$

a. Iterasi Pertama

Menentukan matriks $S_1^{\,2}$ adalah :

$$S_1^{\,2} = \begin{bmatrix} 0,2152 & -0,0144 & -0,0954 & 0,2324 \\ -0,0144 & 0,0228 & -0,0785 & -0,0246 \\ -0,0954 & -0,0785 & 0,6385 & 0,0891 \\ 0,2324 & -0,0246 & 0,0891 & 0,5904 \end{bmatrix}$$

Sesuai dengan struktur matriks S_1, maka dipilih vektor awal

$$a_0^{'} = \begin{bmatrix} 1,0000 & -1,0000 & -1,0000 & -1,0000 \end{bmatrix}$$

$$a_0^{'} S_1^{\,2} = \begin{bmatrix} 0,3378 & 0,0947 & -0,5537 & -0,8873 \end{bmatrix}$$

Elemen terbesar dari $a_0^{'} S_1^{\,2}$ adalah 0,3378, kemudian dibakukan melalui pembagian dengan elemen terbesar sehingga diperoleh hasil iterasi pertama sebagai berikut :

$$\begin{bmatrix} 1,0000 & 0,2803 & -1,6391 & -2,6267 \end{bmatrix}$$

b. Iterasi Kedua

Menentukan matriks $S_1^{\,4}$ adalah :

$$S_1^{\,4} = \begin{bmatrix} 0,1096 & -0,0016 & -0,0596 & 0,1791 \\ -0,0016 & 0,0075 & -0,0527 & -0,0254 \\ -0,0596 & -0,0527 & 0,4309 & 0,0892 \\ 0,1791 & -0,0254 & 0,0892 & 0,4111 \end{bmatrix}$$

$$a_0^{'} = \begin{bmatrix} 1,0000 & -1,0000 & -1,0000 & -1,0000 \end{bmatrix}$$

$$a_0^{'} S_1^{4} = \begin{bmatrix} 0,2275 & 0,0722 & -0,4078 & -0,6540 \end{bmatrix}$$

Elemen terbesar dari $a_0^{'} S_1^{4}$ adalah 0,2275, kemudian dibakukan melalui pembagian dengan elemen terbesar sehingga diperoleh hasil iterasi kedua sebagai berikut :

$$\begin{bmatrix} 1,0000 & 0,3174 & -1,7925 & -2,8747 \end{bmatrix}$$

c. Iterasi ketiga

Menentukan matriks S_1^{8} adalah :

$$S_1^{8} = \begin{bmatrix} 0,0476 & -0,0016 & -0,0161 & 0,0880 \\ -0,0016 & 0,0035 & -0,0253 & -0,0156 \\ -0,0161 & -0,0253 & 0,2000 & 0,0658 \\ 0,0880 & -0,0156 & 0,0658 & 0,2097 \end{bmatrix}$$

$$a_0^{'} = \begin{bmatrix} 1,0000 & -1,0000 & -1,0000 & -1,0000 \end{bmatrix}$$

$$a_0^{'} S_1^{8} = \begin{bmatrix} 0,1179 & 0,0390 & -0,2244 & -0,3479 \end{bmatrix}$$

Elemen terbesar dari $a_0^{'} S_1^{8}$ adalah 0,1179, kemudian dibakukan melalui pembagian dengan elemen terbesar sehingga diperoleh hasil iterasi ketiga sebagai berikut :

$$\begin{bmatrix} 1,0000 & 0,3308 & -1,9033 & -2,9508 \end{bmatrix}$$

a. Iterasi keempat

Menentukan matriks S_1^{16} adalah :

$$S_1^{16} = \begin{bmatrix} 0,0103 & -0,0010 & 0,0018 & 0,0216 \\ -0,0010 & 0,0009 & -0,0061 & -0,0051 \\ 0,0018 & -0,0061 & 0,0452 & 0,0259 \\ 0,0216 & -0,0051 & 0,0259 & 0,0563 \end{bmatrix}$$

$a_0' = [1{,}0000 \quad -1{,}0000 \quad -1{,}0000 \quad -1{,}0000]$

$a_0' S_1^{16} = [0{,}0327 \quad 0{,}0113 \quad -0{,}0668 \quad -0{,}0987]$

Elemen terbesar dari $a_0' S_1^{16}$ adalah 0,0327, kemudian dibakukan melalui pembagian dengan elemen terbesar sehingga diperoleh hasil iterasi keempat sebagai berikut :

$[1{,}0000 \quad 0{,}3456 \quad -2{,}0428 \quad -3{,}0183]$

b. Iterasi kelima

Menentukan matriks S_1^{32} adalah :

$$S_1^{32} = \begin{bmatrix} 0{,}0006 & -0{,}0001 & 0{,}0007 & 0{,}0015 \\ -0{,}0001 & 0{,}0001 & -0{,}0004 & -0{,}0005 \\ 0{,}0007 & -0{,}0004 & 0{,}0027 & 0{,}0027 \\ 0{,}0015 & -0{,}0005 & 0{,}0027 & 0{,}0043 \end{bmatrix}$$

$a_0' = [1{,}0000 \quad -1{,}0000 \quad -1{,}0000 \quad -1{,}0000]$

$a_0' S_1^{32} = [0{,}0027 \quad 0{,}0009 \quad -0{,}0057 \quad -0{,}0080]$

Elemen terbesar dari $a_0' S_1^{32}$ adalah 0,0027, kemudian dibakukan melalui pembagian dengan elemen terbesar sehingga diperoleh hasil iterasi kelima sebagai berikut :

$[1{,}0000 \quad 0{,}3333 \quad -2{,}1111 \quad -2{,}9630]$

Karena hasil iterasi ke-5 memberikan hasil yang berdekatan dengan iterasi ke-3 sama, maka proses iterasi dihentikan. Kemudian hasil iterasi dinormalkan agar berlaku $a_2' a_2 = 1$. Vektor normal a_2' ditentukan sebagai berikut :

$$a_{12} = \frac{1{,}0000}{\sqrt{(1{,}0000)^2 + (0{,}3333)^2 + (-2{,}1111)^2 + (-2{,}9630)^2}} = \frac{1{,}0000}{3{,}7878} = 0{,}2640$$

$$a_{22} = \frac{0,3333}{\sqrt{(1,0000)^2 + (0,3333)^2 + (-2,1111)^2 + (-2,9630)^2}} = \frac{0,3333}{3,7878} = 0,0880$$

$$a_{32} = \frac{-2,1111}{\sqrt{(1,0000)^2 + (0,3333)^2 + (-2,1111)^2 + (-2,9630)^2}} = \frac{-2,1111}{3,7878} = -0,5573$$

$$a_{42} = \frac{-2,9630}{\sqrt{(1,0000)^2 + (0,3333)^2 + (-2,1111)^2 + (-2,9630)^2}} = \frac{-2,9630}{3,7878} = -0,7822$$

Dengan demikian diperoleh vektor normal $a_2^{'}$ sebagai berikut :

$a_1^{'} = \left[0,2640 \quad 0,0880 \quad -0,5573 \quad -0,7822\right]$

Vektor eigen normal $a_2^{'}$ harus memenuhi persamaan linier berikut :

$0,2640\,\lambda_2 = 0,2640\ r_{11} + 0,0880\ r_{12} - 0,5573\ r_{13} - 0,7822\ r_{14}$

$0,2640\,\lambda_2 = 0,2640\ (0,2945) + 0,0880(-0,0001) - 0,5573\ (-0,3374)$

$- 0,7822(-0,1212)$

$0,2640\,\lambda_2 = 0,0777 - 0,000009 + 0,1880 + 0,0948$

$0,2640\,\lambda_2 = 0,3605$

$\lambda_2 = 1,3655$

Dari perhitungan di atas, maka diperoleh komponen utama kedua Y_2 yaitu :

$Y_2 = 0,2640\ x_1 + 0,0880\ x_2 - 0,5573\ x_3 - 0,7822\ x_4$

$\lambda_2 = 1,3655$

Dengan demikian dapat disimpulkan bahwa komponen utama kedua telah mampu menerangkan keragaman total daya hasil tanaman padi sebesar

1,3655/4,0000 = 0,3414 atau 34,14 %. Sehingga hasil nilai skor komponen utama kedua (*IPCA-2*) adalah sebagai berikut :

Tabel 13. Nilai Skor Komponen Utama Kedua

No.	Genotipe	Daya Hasil t/ha				Rata-rata	*IPCA-2*
		Bangkalan	Lamongan	Tuban	Bojonegoro		
1	Bondoyudo	4,72	4,54	7,17	4,38	5,20	-5,7763
2	Ngale I	4,14	5,10	8,54	4,91	5,67	-7,0582
3	Slegreng	5,13	5,43	6,51	7,01	6,02	-7,2791
4	Ciherang	3,75	5,29	7,87	6,04	5,74	-7,6549
5	BC-3	3,95	5,07	7,95	5,07	5,51	-6,9073
6	Way Apo Buru	4,46	5,04	7,97	4,00	5,37	-5,9495
7	Towuti	3,56	4,59	7,98	5,94	5,52	-7,7498
8	Sintanur	5,09	4,70	7,31	6,22	5,83	-7,1818
9	IR-64	3,59	5,22	7,58	3,88	5,07	-5,8522
	Rata-rata	4,27	5,00	7,65	5,27		

Dalam pengkajian daya hasil tanaman padi cukup dipergunakan dua buah komponen utama yaitu komponen utama pertama dan kedua, karena komponen utama pertama dan kedua telah mampu menerangkan keragaman total data ukuran daya hasil tanaman padi sebesar 42,19% + 34,14% = 76,33%, suatu tingkat keragaman yang tinggi.

4. Analisis *AMMI*

Penguraian bilinier terhadap matriks pengaruh interaksi dari data daya hasil tanaman padi diperoleh 2 interaksi komponen utama dengan nilai eigen adalah 1,6878 dan 1,3655. Kontribusi keragamannya yang mampu diterangkan oleh masing-masing komponen adalah 42,19% dan 34,14%. Berdasarkan Tabel 13, hasil tingkat produksi tanaman padi tertinggi terdapat pada genotipe Ngale I di lokasi Tuban, sedangkan hasil terendah terdapat pada genotipe Towuti di lokasi

Bangkalan. Dengan kata lain, bahwa genotipe Ngale I di lokasi Tuban mempunyai interaksi paling kuat dibandingkan dengan genotipe lain di lokasi Bangkalan, Lamongan, dan Bojonegoro.

Tabel 14. Stabilitas Nilai *AMMI* dan Rangking.

No.	Genotipe	Rata-rata		Model *AMMI*			Rangking
		t/ha	Rangking	*IPCA-1*	*IPCA-2*	*ASV*	
1	Bondoyudo	5,20	8	6,8363	-5,7763	10,2355	4
2	Ngale I	5,67	4	7,5414	-7,0582	11,6922	5
3	Slegreng	6,02	1	9,1894	-7,2791	13,4906	9
4	Ciherang	5,74	3	8,3353	-7,6549	12,8352	7
5	BC-3	5,51	6	7,4976	-6,9073	8,1391	1
6	Way Apo Buru	5,37	7	6,6107	-5,9495	10,1075	3
7	Towuti	5,52	5	8,2563	-7,7498	12,8141	6
8	Sintanur	5,83	2	8,6761	-7,1818	12,9066	8
9	IR-64	5,07	9	6,1983	-5,8522	9,6407	2
	Total	49,93		69,1413	-61,4090	11,31794	
	Rata-rata	5,55		7,6824	-6,8232		

Berdasarkan Tabel 14 dapat dipilah menjadi dua kelompok yaitu genotipe yang dapat dikategorikan genotipe stabil dan genotipe spesifik. Genotipe yang dapat dikategorikan stabil dan beradaptasi dengan baik adalah Ngale I, Towuti, Ciherang, Sintanur, dan Slegreng sedangkan genotipe yang spesifik dan beradaptasi kurang produktif adalah BC-3, IR-64, Way Apo Buru, dan Bondoyudo.

Tabel 15. Analisis *AMMI* untuk daya hasil tanaman padi di empat lokasi.

Sumber Keragaman	**db**	**Jumlah Kuadrat (JK)**	**Kuadrat Tengah (KT)**	**Kontribusi % yang diterangkan**	**Kontribusi % yang diterangkan berdasarkan JK G x E**
Genotipe (G)	8	2,9557	0,3695	3,38%	
Lokasi (L)	3	58,1030	19,3677	66,55%	
Galat (G x L)	24	13,1252	0,5469	15,03%	
IPCA-1	10	1,6878	0,1688		12,86%
IPCA-2	8	1,3655	0,1707		10,40%
Sisa (G x L)	6	10,0719	1,6786		76,74%
Total	59	87,3091			

Langkah perhitungan kontribusi persen adalah sebagai berikut :

Genotipe (%) $= \dfrac{2{,}9557}{87{,}3091} \times 100\% = 3{,}38\%$

Lokasi (%) $= \dfrac{58{,}1030}{87{,}3091} \times 100\% = 66{,}55\%$

Galat (%) $= \dfrac{13{,}1252}{87{,}3091} \times 100\% = 15{,}03\%$

IPCA-1(%) $= \dfrac{1{,}6878}{13{,}1252} \times 100\% = 12{,}86\%$

IPCA-2(%) $= \dfrac{1{,}3655}{13{,}1252} \times 100\% = 10{,}40\%$

Sisa (%) $= \dfrac{10{,}0719}{13{,}1252} \times 100\% = 76{,}74\%$

Dari hasil analisis *AMMI* untuk daya hasil tanaman padi dari 9 genotipe pada 4 lokasi menunjukkan bahwa seluruh pengaruh utama (genotipe dan lokasi) dan pengaruh interaksi genotipe dengan lokasi berpengaruh nyata terhadap daya hasil tanaman padi. Hasil ini menunjukkan bahwa tingkat daya hasil tanaman padi sangat dipengaruhi oleh faktor genotipe dan lokasi. Jika dilihat dari sumbangan keragaman yang diberikan oleh masing-masing pengaruh terlihat pengaruh lokasi (66,55%) merupakan penyumbang keragaman produksi terbesar, kemudian diikuti oleh interaksi genotipe dan lokasi (15,03%) sedangkan pengaruh genotipe memberikan sumbangan terkecil (3,38%). Dengan demikian tingkat daya hasil tanaman padi akan sangat bergantung pada kondisi lokasi dimana tanaman padi tersebut ditanam, juga ditentukan oleh jenis genotipe apa yang ditanam.

Analisis *AMMI* pada karakter hasil yang dievaluasi pada empat lokasi pengujian memperlihatkan bahwa 3,38% dari total jumlah kuadrat berasal dari faktor genotipe, 66,55% dari total jumlah kuadrat merupakan pengaruh lingkungan (lokasi) dan 15,03% disebabkan oleh interaksi genotipe dan lokasi. Hal ini mengindikasikan bahwa interaksi genotipe dan lokasi memberikan kontribusi yang paling besar terhadap variasi karakter daya hasil. Interaksi bilinier pertama dari analisis *AMMI* dianalisis berdasarkan interaksi genotipe dengan lokasi yang dihitung dari jumlah kuadrat interaksi genotipe dengan lokasi dengan nilai bilinier pertama *(IPCA-1)* sebesar 12,86%, dan 10,40% oleh komponen *IPCA-2*. Nilai komponen interaksi yang memperlihatkan signifikansi adalah *IPCA-1* dan *IPCA-2*. Dengan demikian, model *AMMI* yang berlaku adalah *AMMI-2*.

BAB IV
PENUTUP

A. Kesimpulan

Berdasarkan pembahasan mengenai analisis data dengan *Additive Main Effects and Multiplicative Interaction (AMMI)* model tetap pada data pemuliaan tanaman, maka dapat ditarik kesimpulan sebagai berikut :

a. *AMMI* model tetap merupakan perkembangan *AMMI* dengan genotipe dan lokasi ditentukan secara subyektif oleh peneliti dan kesimpulan yang diharapkan hanya terbatas pada genotipe dan lokasi yang dicobakan saja. Adapun prosedur analisis *AMMI* model tetap adalah melakukan uji asumsi analisis ragam, menganalisis interaksi genotipe dengan lokasi, menentukan matriks kovarians, menentukan analisis komponen utama, menggabungkan analisis ragam dengan analisis komponen utama, dan menarik kesimpulan.

b. *AMMI* model tetap ini dapat diaplikasikan dalam bidang pertanian, yaitu untuk menjelaskan interaksi antara genotipe dan lokasi sehingga hasilnya dapat digunakan untuk menduga dan menyeleksi genotipe-genotipe yang beradaptasi stabil atau spesifik pada lokasi yang berbeda. Dalam skripsi ini digunakan data daya hasil tanaman padi yang terdiri dari genotipe Bondoyudo, Ngale I, Slegreng, Ciherang, BC-3, Way Apo Buru, Towuti, Sintanur, dan IR-64 yang diujikan pada lokasi Bangkalan, Lamongan, Tuban, dan Bojonegoro. Hasil dari analisis bahwa data daya hasil tanaman padi tidak terdapat interaksi jika dilakukan pengujian dengan rancangan acak kelompok lengkap, tetapi terdapat interaksi antara genotipe dan lokasi jika dilihat dari gambaran Plot. Dalam kasus analisis data, model yang berlaku adalah *AMMI-2*. Dari pengujian *AMMI* model tetap menunjukkan bahwa genotipe yang dapat dikategorikan stabil dan beradaptasi dengan baik adalah Ngale I, Towuti, Ciherang, Sintanur, dan Slegreng sedangkan genotipe yang spesifik dan beradaptasi kurang produktif adalah BC-3, IR-64, Way Apo Buru, dan Bondoyudo. Genotipe stabil dapat ditanam disembarang lingkungan (lokasi) karena mampu beradaptasi dengan baik sehingga menghasilkan produksi yang lebih besar daripada genotipe yang beradaptasi spesifik. Analisis *AMMI* berguna juga untuk membantu para pemulia tanaman untuk melakukan pengujian di masa yang akan datang, memperkirakan penampilan genotipe tanaman, menstratifikasikan lokasi pengujian, dan mengestimasi penempatan genotipe hasil pemuliaan tanaman.

B. Saran

Dalam skripsi ini hanya terbatas pada pembahasan *Additive Main Effects and Multiplicative Interaction (AMMI)* model tetap dan aplikasinya pada data pemuliaan tanaman padi. Sedangkan pembahasan mengenai Perkembangan *AMMI* (Model Campuran, Kategorik, dan Data Hilang) belum dibahas dalam skripsi ini. Oleh karena itu, sebagai saran untuk pembaca yang tertarik pada topik bahasan ini dapat membahas lebih dalam mengenai *AMMI* Model Campuran, Model Kategorik, atau Model Data Hilang dan aplikasinya.

DAFTAR PUSTAKA

Ahmad Ansori Mattjik. (1998). Aplikasi Analisis Pengaruh Utama Aditif dengan Interaksi Ganda (UAIG) pada Data Simulasi. *Jurnal Forum Statistika dan Komputasi*. Hlm. 20-26.

Ahmad Ansori Mattjik & I Made Sumertajaya. (2000). *Perancangan Percobaan dengan Aplikasi SAS dan MINITAB jilid 1*. Bogor: IPB Press.

Alfian Futuhul Hadi & Halimatus Sa'diyah. (2004). Model AMMI untuk Analisis Interaksi Genotipe × Lokasi. *Jurnal Ilmu Dasar*. 5(1). Hlm. 33-41.

Balestre M, Von, R.G., Souza, J.C, & Oliveira, R.L. (2009). Genotypic stability and adaptability in tropical maize based on AMMI and GGE biplot analysis. *Jurnal Genetics and Molecular Research*. 8(4). Hlm. 1312-1322.

Fikere, M., Tadesse, T. & Letta, T. (2008). Genotype-Environment Interactions and Stability Parameters for Grain Yield of Faba Bean (Vacia faba L.) Genotypes Grown in South Eastern Ethiopia. *Int. J. Sustain*. 3(6). Hlm. 80-87.

Gaspersz, V. (1991). *Teknik Analisis dalam Penelitian Percobaan*. Bandung: Tarsito.

Gomez, K.A. & Gomez, A.A. (1995). *Prosedur Statistik untuk Penelitian Pertanian*. Edisi Kedua. Jakarta: UI Press.

Howard, A. (1995). *Aljabar Linear Elementer (edisi kelima) (*Pantur Silaban dan Nyoman Susila, Terjemahan). Jakarta: Erlangga.

I Made Sumertajaya. (2007). *Analisis Statistik Interaksi Genotipe dengan Lingkungan*. Departemen Statistik. Fakultas Matematika dan IPA. Bogor: IPB.

I Made Sumertajaya, Ahmad Anshori Mattjik, & I Gede Nyoman Mindra Jaya. (2008). Analisis Interaksi Genotipe x Lingkungan Menggunakan Structural Equation Modeling. *Jurnal Pythagoras*. 4(1). Hlm. 15-32.

Is Fatimah & Jaka Nugraha. (2005). Identifikasi Hasil Pirolisis Serbuk Kayu Jati Menggunakan Principal Component Analysis. *Jurnal Ilmu Dasar*. 6(1). Hlm. 41-47.

Johnson, R.A. & Wichern, D.W.. (1996). *Applied Multivariate Statistical Analysis 3^{rd} ed*. New Jersey: Prentice-Hall.

Kemas Ali Hanafiah. (2000). *Rancangan Percobaan Teori dan Aplikasi*. Jakarta: PT. Raja Grafindo Persada.

Leon, S.J. (2001). *Linear Algebra with Application, 5^{th} edition. (Alit Bondan, Terjemahan*). New Jersey: Prentice Hall. Buku Asli diterbitkan tahun 1998.

Purbayu Santoso Budi & Ashari. (2005). *Analisis Statistik dengan Microsoft Excel dan SPSS.* Yogyakarta : ANDI *offset*.

Steel, R.G.D. & Torrie, J.H. (1993). *Prinsip dan Prosedur Statistika Suatu Pendekatan Biometrik.* Jakarta: Gramedia.

Sudjana. (1980). *Disain dan Analisis Eksperimen*. Bandung: Tarsito.

Suntoyo Yitnosumarto. (1991). *Percobaan Perancangan, Analisis, dan Interpretasinya*. Jakarta: Gramedia.

Supranto, M.A. (2004). *Ekonometrika.* Jakarta: Ghalia Indonesia.

Suryanto. (1998). *Metode Statistika Multivariat*. Jakarta: Direktorat Jenderal Pendidikan Tinggi, Departemen Pendidikan dan Kebudayaan.

Suryo Guritno. (2005). *Statistika Multivariat Terapan*. Yogyakarta: UGM Press.

Tri Hastini, Anggia, E.P., Putra, R.Y., Farida, Ruswandi, S., Rostini, N., Ruswandi, D. (2008). Seleksi Hibrida Topcross Jagung Manis Sr Unpad di tiga lokasi di Jawa Barat Berdasarkan Stabilitas dan Adaptabilitas. *Jurnal Zuriat*. 19(1). Hlm. 60-70.